

Technická univerzita v Liberci

Hospodářská fakulta

Studijní program: M 6208 Ekonomika a management

Studijní obor: Podniková ekonomika

Phillipsovy křivky - ekonomická teorie a realita ČR

Phillips' Curves - Economic Theory and Reality for the Czech Republic

DP-HF-KEK-2009-06

MARTIN ČECH

Vedoucí práce: Ing. Iva Nedomlelová, Ph.D. - KEK

Konzultant: Ing. Michal Berndt - Denso Manufacturing Czech, s.r.o.

Počet stran: 74

Počet příloh: 7

Datum odevzdání: 21.5.2009

Prohlášení

Byl jsem seznámen s tím, že na mou diplomovou práci se plně vztahuje zákon č. 121/2000 Sb. o právu autorském, zejména § 60 - školní dílo.

Beru na vědomí, že Technická univerzita v Liberci (TUL) nezasahuje do mých autorských práv užitím mé diplomové práce pro vnitřní potřebu TUL.

Užiji-li diplomovou práci nebo poskytnu-li licenci k jejímu využití, jsem si vědom povinnosti informovat o této skutečnosti TUL; v tomto případě má TUL právo ode mne požadovat úhradu nákladů, které vynaložila na vytvoření díla, až do jejich skutečné výše.

Diplomovou práci jsem vypracoval samostatně s použitím uvedené literatury a na základě konzultací s vedoucím diplomové práce a konzultantem.

V Liberci, 21.5.2009

Anotace

Práce se zabývá základním popisem teorie Phillipsovy křivky a ověřením její platnosti na reálných datech ekonomiky České republiky v období od roku 1996 do roku 2009. První část se věnuje stručnému shrnutí teorie Phillipsovy křivky. V druhé části práce je posuzována závislost inflace a nezaměstnanosti na reálných ekonomických datech. Je ověřena existence této závislosti a na základě vypočteného modelu je proveden pokus o predikci budoucího vývoje inflace.

Annotation

The work deals with the basic description of the theory of the Phillips curve and the verification of its validity in the Czech republic in the period from 1996 to 2009. The first part deals with brief summary of the theory of Phillips curve. In the second part of this work is considered relationship between unemployment and inflation depending on the real economic data. It verified the existence of this dependence and calculated prediction of the future evolution of inflation based on the established model.

Klíčová slova

Phillipsova křivka, inflace, nezaměstnanost, Česká republika

Keywords

Phillips curve, inflation, unemployment, Czech Republic

Obsah

Seznam použitých zkratk a symbolů	6
Seznam tabulek.....	7
Seznam obrázků.....	8
Úvod	9
1. Phillipsovy křivky v ekonomické teorii	11
1.1. První objevy vztahu inflace a nezaměstnanosti	11
1.2. Původní (mzdová) Phillipsova křivka.....	12
1.3. Cenová Phillipsova křivka	16
1.4. Okunův zákon	18
1.5. Phillipsova křivka a inflační očekávání	20
1.6. Rozšíření Phillipsovy křivky o vliv nabídkových šoků	23
1.7. Krátkodobá vs. dlouhodobá Phillipsova křivka	25
1.8. Současné pohledy na teorii Phillipsovy křivky.....	26
2. Vztah inflace a nezaměstnanosti v České republice (1996 - 2009).....	28
2.1. Stručný komentář k ekonomickému vývoji České republiky	28
2.2. Inflace v České republice.....	33
2.3. Nezaměstnanost v České republice.....	38
2.4. Phillipsova křivka pro Českou republiku - klasický model.....	43
2.4.1. Phillipsova křivka - regresní přímka	45
2.4.2. Phillipsova křivka - regresní hyperbola.....	52
2.5. Phillipsova křivka pro Českou republiku - neoklasický model	56
2.5.1. Výpočet hodnot očekávané inflace.....	56
2.5.2. Sestavení Phillipsovy křivky - neoklasický model.....	64
2.5.3. Phillipsova křivka - neoklasický model v dílčích obdobích.....	73
2.6. Predikce budoucího vývoje.....	77
Závěr.....	79
Seznam použité literatury	81
Seznam příloh.....	83
Přílohy	84

Seznam použitých zkratek a symbolů

ARAD	Databáze časových řad České národní banky
COICOP	Klasifikace spotřeby domácností podle účelu
CPI	Index spotřebitelských cen
ČNB	Česká národní banka
HDP	Hrubý domácí produkt
HICP	Harmonizovaný index spotřebitelských cen
ILO	Mezinárodní organizace práce
MPSV	Ministerstvo práce a sociálních věcí
MFČR	Ministerstvo financí České republiky
OECD	Organizace pro hospodářskou spolupráci a rozvoj
PPI	Index cen výrobců
RVHP	Rada vzájemné hospodářské pomoci
SPAD	Systém pro podporu trhu akcií a dluhopisů.
SPC	Krátkodobá Phillipsova křivka
VŠPS	Výběrové šetření pracovních sil

Seznam tabulek

Tab. 1 - Struktura spotřebního koše.....	34
Tab. 2 - MS Excel Regresní statistika (přímka) 1/1996 - 2/2009.....	45
Tab. 3 - MS Excel Regresní statistika (přímka) 1/1996 - 12/2000.....	47
Tab. 4 - MS Excel Regresní statistika (přímka) 1/2001 - 6/2004.....	49
Tab. 5 - MS Excel Regresní statistika (přímka) 7/2004 - 2/2009.....	50
Tab. 6 - MS Excel Regresní statistika (hyperbola) 1/1996 - 2/2009	52
Tab. 7 - MS Excel Regresní statistika (hyperbola) 1/1996 - 12/2000	53
Tab. 8 - MS Excel Regresní statistika (hyperbola) 12/2000 - 6/2004	54
Tab. 9 - MS Excel Regresní statistika (hyperbola) 7/2004 - 2/2009	55
Tab. 10 - Inflační očekávání zjišťovaná ČNB - zhodnocení	58
Tab. 11 - Závislost inflačního očekávání a aktuální míry inflace	60
Tab. 12 - MS Excel Regresní statistika (rovina) 1/1996 - 2/2009.....	64
Tab. 13 - MS Excel Regresní statistika (rovnice 2.13) 1/1996 - 2/2009	66
Tab. 14 - MS Excel Regresní statistika (rovnice 2.15) 1/1996 - 2/2009	67
Tab. 15 - MS Excel Regresní statistika (rovnice 2.17) 1/1996 - 2/2009	68
Tab. 16 - MS Excel Regresní statistika (rovnice 2.19) 1/1996 - 2/2009	69
Tab. 17 - Srovnání neoklasických modelů Phillipsovy křivky.....	70
Tab. 18 - Multikolinearita v jednotlivých modelech Phillipsovy křivky	70
Tab. 19 - Hodnoty M.S.E. jednotlivých modelů Phillipsovy křivky.....	71
Tab. 20 - MS Excel Regresní statistika (rovnice 2.15) 1/1996 - 12/2000	73
Tab. 21 - MS Excel Regresní statistika (rovnice 2.15) 1/2001 - 6/2004	74
Tab. 22 - MS Excel Regresní statistika (rovnice 2.15) 7/2004 - 2/2009	75
Tab. 23 - Srovnání neoklasických modelů Phillipsovy křivky podle období.....	76
Tab. 24 - Predikce inflace pro rok 2009 a 2010	77
Tab. 25 - Srovnání predikce vývoje inflace.....	78

Seznam obrázků

Obr. 1 - Závislost nezaměstnanosti a cenové hladiny podle I. Fishera	11
Obr. 2 - Míra změny mzdových sazeb a výše nezaměstnanosti - původní graf A. W. Phillipse	13
Obr. 3 - Původní (mzdová) Phillipsova křivka.....	14
Obr. 4 - Modifikovaná Phillipsova křivka podle P. A. Samuelsona a R. M. Solowa	17
Obr. 5 - Okunův zákon - posun křivky AD doprava	19
Obr. 6 - Růst inflace při adaptivních očekáváních	21
Obr. 7 - Nákladová inflace, nabídkový šok a posun křivky AS	23
Obr. 8 - Dlouhodobá Phillipsova křivka.....	25
Obr. 9 - Phillipsova křivka v USA	27
Obr. 10 - Vývoj HDP v České republice 1993 - 2008.....	31
Obr. 11 - Inflace v České republice 1996 - 2009.....	36
Obr. 12 - Nezaměstnanost v České republice 1996 - 2009	41
Obr. 13 - Inflace a nezaměstnanost v České republice 1996 - 2009	43
Obr. 14 - Phillipsova křivka ČR 1996 - 2009 (regresní přímka).....	46
Obr. 15 - Phillipsova křivka ČR 1996 - 2000 (regresní přímka).....	48
Obr. 16 - Phillipsova křivka ČR 2001 - 2004 (regresní přímka).....	50
Obr. 17 - Phillipsova křivka ČR 2004 - 2009 (regresní přímka).....	51
Obr. 18 - Srovnání inflačního očekávání a skutečné inflace	57
Obr. 19 - Srovnání inflačního očekávání s právě dosaženou mírou inflace	59
Obr. 20 - Koeficient adaptace g podle statisticky zjišťovaných inflačních očekávání domácností.....	61
Obr. 21 - Koeficient adaptace g podle statisticky zjišťovaných inflačních očekávání podniků	62
Obr. 22 - Vyrovnané hodnoty inflace 1996 - 2009.....	72
Obr. 23 - Inflace, vyrovnaná inflace a nezaměstnanost.....	72
Obr. 24 - Srovnání predikce vývoje inflace.....	78

Úvod

Od zveřejnění objevu závislosti inflace a nezaměstnanosti, později podle autora nazváno v ekonomické teorii Phillipsova křivka, uplynulo v minulém roce padesát let. Ekonomická teorie prošla za tuto dobu významným vývojem. Původní teorie Phillipsovy křivky byla v průběhu let odmítnuta. Modifikované verze byly s větší či menší úspěšností ověřovány pro různé země v různých dobách. Hledání resp. ověřování existence vztahu mezi inflací a nezaměstnaností je pro ekonomy stále velmi přitažlivé. Rozhodování centrálních bank a vlád, se snahou ovlivnit růst nezaměstnanosti nebo inflace, má dopady na každodenní život všech občanů. Pokud by závislost vyjádřená Phillipsovou křivkou byla prokázána, bylo by toto rozhodování mnohem snazší. Shoda v názoru na platnost a aplikovatelnost teorie Phillipsovy křivky v současném ekonomickém světě neexistuje. Teorie Phillipsovy křivky bývá často odmítána s poukazem na to, že statisticky prokázaný vztah závislosti mezi inflací a nezaměstnaností sice v některých obdobích existuje, není to ale způsobeno pouze vztahem těchto dvou proměnných, ale vlivem ostatních veličin majících na inflaci či nezaměstnanost přímý vztah. Na druhé straně se objevují názory, že je třeba brát v úvahu vzájemnou závislost inflace a nezaměstnanosti, zejména s ohledem na kroky centrálních bank, které ve své snaze ovlivňovat snižování růstu inflace, mohou způsobit následný růst nezaměstnanosti. Realita života je velmi složitá a je zřejmé, že tak jednoduchý vztah mezi inflací a nezaměstnaností, jak byl popsán v původní teorii, nelze nalézt. To však nebrání dalšímu zkoumání vývoje ekonomických dat a ověřování platnosti vyřčených teorií, či hledání nových pohledů.

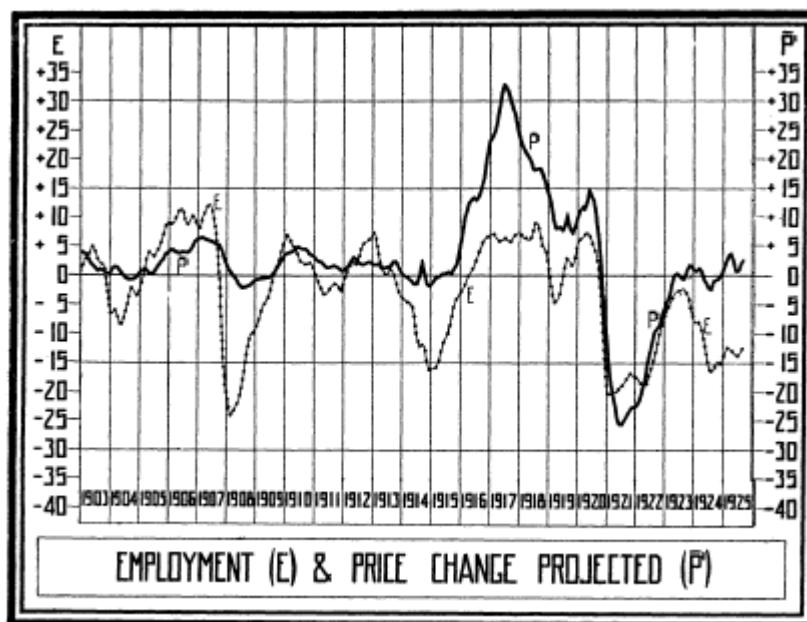
A to je i cílem této práce - analyzovat vývoj reálných ekonomických dat inflace a nezaměstnanosti a pokusit se nalézt v teorii popisovanou závislost mezi inflací a nezaměstnaností. V práci je sledován ekonomický vývoj České republiky v období od roku 1996 až do současnosti. Ověření platnosti Phillipsovy křivky by znamenalo nalezení ekonometrického modelu, který popisuje vzájemný vztah inflace a nezaměstnanosti a který by bylo možné použít na odhad budoucího vývoje bedlivě sledované inflace za předpokladu předpovídaných hodnot vývoje nezaměstnanosti.

Po zformulování teoretických východisek Phillipsovy křivky bude následovat zkoumání existence závislosti mezi inflací a nezaměstnaností. Postupně budou, na základě historických dat České republiky od roku 1996 do roku 2009, sestaveny ekonometrické modely Phillipsovy křivky v různých variantách. Nejprve bude testována hypotéza o existenci závislosti v celém zkoumaném období na základní nejjednodušší verzi modelu Phillipsovy křivky. Poté bude provedeno rozdělení posuzovaného období na tři části s cílem prověřit, zda v jednotlivých dílčích obdobích je závislost mezi inflací a nezaměstnaností silnější či slabší než v celém období. V dalších verzích ekonometrických modelů bude zařazena do výpočtů další proměnná - inflační očekávání. Následně budou provedeny matematické úpravy rovnic s cílem najít ekonometrický model, který bude statisticky významný a prokáže existenci závislosti inflace a nezaměstnanosti. Bude-li takový model nalezen, bude podle něj proveden výpočet odhadu budoucích hodnot inflace na základě předpovídaných hodnot míry nezaměstnanosti.

1. Phillipsovy křivky v ekonomické teorii

1.1. První objevy vztahu inflace a nezaměstnanosti

Jedním z prvních ekonomů, který se vážněji věnoval vztahu mezi inflací a nezaměstnaností, byl Američan Irving Fisher. V roce 1926 publikoval v periodiku *International Labor Review* článek s názvem *Statistical Relation between Unemployment and Price Changes* [1]. Na datech cenové hladiny a nezaměstnanosti v USA z období 1903 až 1925 ukázal na závislost obou proměnných. Grafické vyjádření závislosti bylo ve Fisherově článku zobrazeno jako průměrná změna cenové hladiny a výše nezaměstnanosti na vertikálních osách za dané časové období zobrazené na ose horizontální.



Obr. 1 - Závislost nezaměstnanosti a cenové hladiny podle I. Fishera

Zdroj: FISHER, I. I Discovered the Phillips Curve: "A Statistical Relation between Unemployment and Price Changes". *The Journal of Political Economy*. 1973, Vol. 81, 2, pp. 496-502. Přetištění článku "Statistical Relation between Unemployment and Price Changes". *International Labor Review*, 1926. Dostupný z WWW: <<http://www.jstor.org/pss/1830534>>.

Irving Fisher ukazuje na zřejmou korelaci výše změny cenové hladiny a výše nezaměstnanosti a v závěru svého článku vyslovuje myšlenku, že je v našich silách ovlivňovat výši nezaměstnanosti, resp. její kolísání, pokud se nám podaří stabilizovat kupní sílu měny. Přestože Irving Fisher byl prvním, kdo takto ukázal na vztah inflace a

nezaměstnanosti, není s touto problematikou příliš spojován či pokládán za jejího původce. Závislost inflace a nezaměstnanosti proslavil jedenáct let po smrti Irvinga Fishera novozélandský ekonom Alban William Phillips.

1.2. Původní (mzdová) Phillipsova křivka

A. W. Phillips působící na London School of Economics napsal v roce 1958 článek "The Relation between Unemployment and the Rate of Money Wage Rates in the United Kingdom" [2], díky kterému se rozpoutala diskuze o vztahu inflace a nezaměstnanosti. Vyslovuje v něm hypotézu, že existuje vztah mezi mírou změny mzdových sazeb a výší nezaměstnanosti a že je tento vztah substituční, kdy za předpokladu růstu mzdových sazeb nezaměstnanost roste pomaleji nebo klesá a naopak za předpokladu poklesu nebo malého růstu mzdových sazeb je míra nezaměstnanosti vyšší. Tuto hypotézu Phillips dokládá na vývoji míry změn mzdových sazeb a výše nezaměstnanosti ve Velké Británii v období od roku 1861 do roku 1957. Toto velmi dlouhé období ve své práci rozděluje na tři části 1861-1913, 1913-1948 a 1948-1957. Jako první graficky znázorňuje vztah míry změny mzdových sazeb a výše nezaměstnanosti na horizontální a vertikální ose, kde každý bod grafu znázorňuje konkrétní rok, a za použití statistických výpočtů měří míru závislosti obou proměnných. Nezapomíná ve své studii upozornit na výraznější výkyvy jako např. války, výraznější růsty dovozních cen, výkyvy v hospodářském cyklu a podobně. Takto zobrazenému nepřímě úměrnému vztahu mezi tempem růstu mezd a nezaměstnaností se začalo říkat Phillipsova křivka. Pojmenování křivky použili poprvé Paul Samuelson a Robert Solow ve svém článku [3] publikovaném v roce 1960, kde mimo jiné na statistických datech USA potvrdili hypotézu vyslovenou A. W. Phillipsem. Samuelson, Solow stejně jako před nimi Phillips a Fisher ukazují na možnost ovlivnit pomocí fiskální a monetární politiky kombinaci míry inflace a výše nezaměstnanosti.



Obr. 2 - Míra změny mzdových sazeb a výše nezaměstnanosti - původní graf A. W. Phillipse

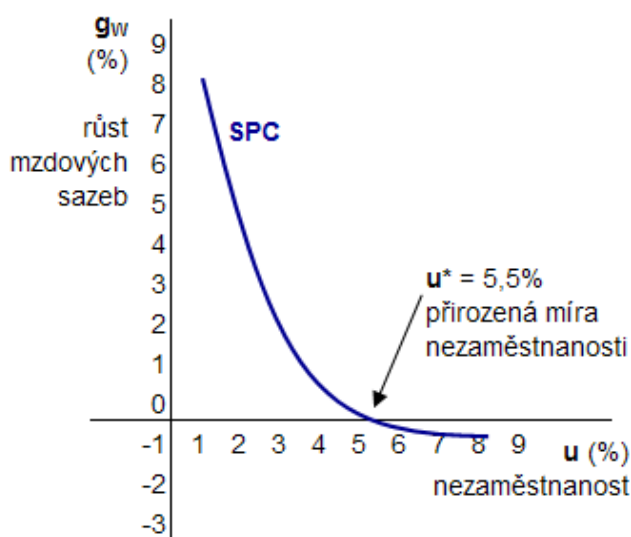
Zdroj: PHILLIPS, A. W. *The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957. Economica. November 1958, vol. 26, no. 100, s. 283-299. Dostupný z WWW: <<http://www.jstor.org/pss/2550759>>.*

Jak je vidět z původního grafu, Phillipsova křivka protíná horizontální osu v bodě, kdy je výše mezd stabilní. Podle Phillipse to je pro shromážděná data Velké Británie ve výši míry nezaměstnanosti 5,5 %. Později M. Friedman pojmenoval tento bod jako přirozená míra nezaměstnanosti [2]. Znamená to tedy, že mzdy mají tendenci růst, pokud je skutečná míra nezaměstnanosti nižší než přirozená míra nezaměstnanosti, a naopak mají tendenci klesat, pokud je skutečná míra nezaměstnanosti vyšší než míra přirozená. Přirozená míra nezaměstnanosti se označuje také jako míra nezaměstnanosti, která neakceleruje inflaci – NAIRU¹.

¹ NAIRU - "Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment."

Původní Phillipsova křivka ještě nedává do souvislosti s výší nezaměstnanosti výši inflace, ale míru změny mzdových sazeb. Označuje se tedy proto jako mzdová Phillipsova křivka. Její vlastnosti je možné shrnout následovně:

- Phillipsova křivka má negativní sklon
- má tvar hyperboly
- protíná osu x



Obr. 3 - Původní (mzdová) Phillipsova křivka

Zdroj: Vlastní konstrukce.

Matematické vyjádření mzdové Phillipsovy křivky [5]:

$$g_w = \frac{W_t - W_{t-1}}{W_{t-1}} \quad (1.1)$$

kde g_w je míra mzdové inflace, W_t nominální mzdy v aktuálním období a W_{t-1} nominální mzdy v období předchozím.

$$g_w = -\varepsilon \cdot (u - u^*) \quad (1.2)$$

kde u je skutečná míra nezaměstnanosti, u^* přirozená míra nezaměstnanosti a $-\varepsilon$ koeficient citlivosti změny míry nominálních mezd k procentní změně skutečné míry nezaměstnanosti. Pro mzdovou Phillipsovu křivku platí:

$$\frac{W_t - W_{t-1}}{W_{t-1}} = -\varepsilon \cdot (u - u^*) \quad (1.3)$$

koeficient citlivosti $-\varepsilon$ má záporné znaménko, které vyjadřuje inverzní vztah mezi mírou mzdové inflace (tempa růstu nominálních mzdových sazeb) a odchylkou skutečné od přirozené míry nezaměstnanosti. Koeficient citlivosti $-\varepsilon$ je směrnicí mzdové Phillipsovy křivky. Rovnici (1.3) je možné upravit takto [5]:

$$W_t = W_{t-1} \cdot [1 - \varepsilon \cdot (u - u^*)] \quad (1.4)$$

Z rovnice můžeme vyčíst fakt, že pokud mají mzdy vzrůst proti předchozímu období, musí se míra nezaměstnanosti snížit pod přirozenou míru nezaměstnanosti. Nastane-li situace, kdy dojde ke zvýšení nominální zásoby peněz, a očekáváme tedy zvýšení cen i zvýšení mezd, musí nejprve po růstu cen klesnout nezaměstnanost pod úroveň přirozené míry nezaměstnanosti. Tento pokles poté vyvolá tlak na růst nominálních mezd. Efekt není okamžitý, vytvoření rovnováhy a opětovné docílení přirozené míry nezaměstnanosti nějakou dobu trvá.

Původní vztah „mzdové“ inflace a výše nezaměstnanosti byl považován za při svém vzniku a v následujících letech za spolehlivě platný. Byl ověřen dalšími ekonomickými studiemi a zdálo se, že může být použit při uplatňování hospodářské politiky.

1.3. Cenová Phillipsova křivka

Původní Phillipsova křivka tak, jak ji sestrojil A. W. Phillips, ukazovala vztah nezaměstnanosti a výši změny růstu mzdových sazeb – mzdové inflace. Prvním, kdo tento vztah použil jako vztah cenové inflace (dále jen inflace) a nezaměstnanosti, byli P. A. Samuelson a R. M. Solow [3]. Cenová inflace je mimo mzdovou inflaci ovlivněna i růstem produktivity práce. Viz následující vztah:

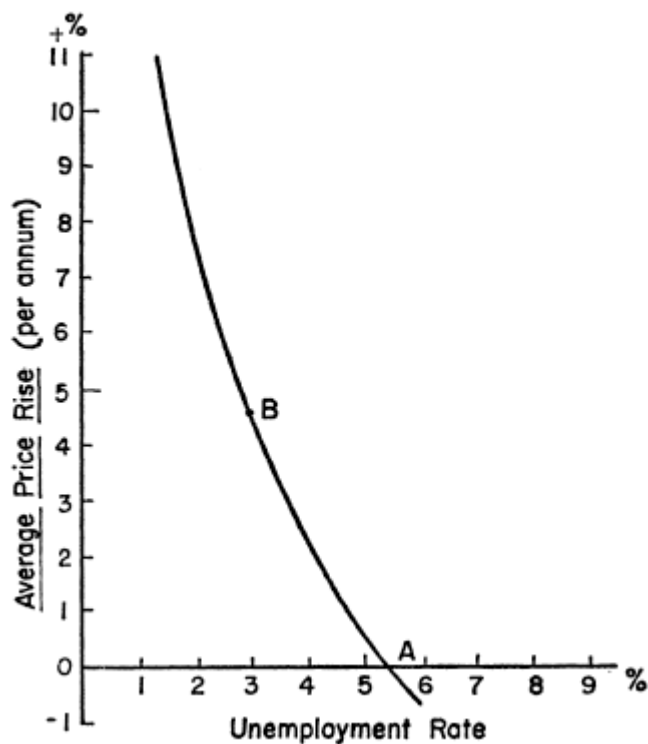
$$\pi = g_w - \eta \quad (1.5)$$

kde π je cenová inflace vyjadřující růst cen, g_w mzdová inflace a η míra růstu produktivity práce. Výši cenové inflace z rovnice (1.5.) můžeme vyjádřit i jako:

$$\pi = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} \quad (1.6)$$

kde P_t je výše cenové hladiny v aktuálním období, P_{t-1} výše cenové hladiny v období předchozím.

Pokud tedy rostou mzdy stejně jako produktivita práce, ceny nerostou. Pokud ale mzdy rostou rychleji než produktivita práce, potom firmám rostou náklady na práci a ty jsou nuceny promítnout zvýšení nákladů do cen. Díky nahrazení mzdové inflace v původním vyjádření Phillipsovy křivky cenovou inflací, užívá se často termínu „modifikovaná“ Phillipsova křivka. Jak již bylo uvedeno výše, prvními, kdo sestrojil tuto modifikovanou Phillipsovu křivku, byli P. A. Samuelson a R. M. Solow. Na obrázku č. 4 je vidět jejich grafické vyjádření modifikované Phillipsovy křivky z roku 1960 sestavené na základě dat předchozích dvaceti pěti let americké ekonomiky.



Obr. 4 - Modifikovaná Phillipsova křivka podle P. A. Samuelsona a R. M. Solowa

Zdroj: SAMUELSON, P. A., SOLOW, R. M. *Analytical Aspects of Anti-Inflation Policy*. *The American Economic Review*. 1960, vol. 50, no. 2, s. 177-194. Dostupný z WWW: <<http://www.jstor.org/pss/1815021>>.

Matematické vyjádření modifikované Phillipsovy křivky vychází ze vzorců (1.2) a (1.5).

$$\pi = -\varepsilon \cdot (u - u^*) - \eta \quad (1.7)$$

Cenová (modifikovaná) Phillipsova křivka vyjadřuje závislost mezi změnou míry inflace závislé na růstu produktivity práce a změnou míry nezaměstnanosti.

Mzdová Phillipsova křivka, resp. její modifikace Cenová Phillipsova křivka byla ověřena na reálných datech a spolehlivě fungovala až do začátku sedmdesátých let dvacátého století. V sedmdesátých letech začaly ekonomiky vykazovat hodnoty ne zcela v souladu s do té doby uznávanou ekonomickou teorií. Inverzní závislost mezi inflací a nezaměstnaností byla porušována. Při vysokém růstu inflace rostla i nezaměstnanost.

1.4. Okunův zákon

Výše nezaměstnanosti závisí na výši inflace a na růstu produktivity práce (viz vzorec 1.7). Tempo růstu produktivity práce je možné zapsat takto:

$$\eta = \frac{(HDP/L)_t - (HDP/L)_{t-1}}{(HDP/L)_{t-1}} \quad (1.8)$$

kde HDP/L je podíl nominálního hrubého domácího produktu na pracovníka.

Předpokládejme, že ekonomika je v rovnováze, tj. nezaměstnanost je na úrovni přirozené nezaměstnanosti, reálný produkt na úrovni potenciálního produktu, inflace je stabilní. Hospodářství nevykazuje žádnou produkční mezeru. Pokud dojde k růstu agregátní poptávky, vzroste reálný produkt, dostane se nad úroveň potenciálního produktu – tím vzniká kladná produkční mezera. Míra inflace roste a zároveň klesá míra nezaměstnanosti. Dostává se pod úroveň přirozené míry nezaměstnanosti. To je spojené s vyšší poptávkou firem po práci a s růstem nominálních mzdových sazeb, které firmy promítají do výše cen svých výrobků. Naopak pokles reálného produktu pod úroveň potenciálního (vzniká záporná produkční mezera) bude mít opačný efekt.

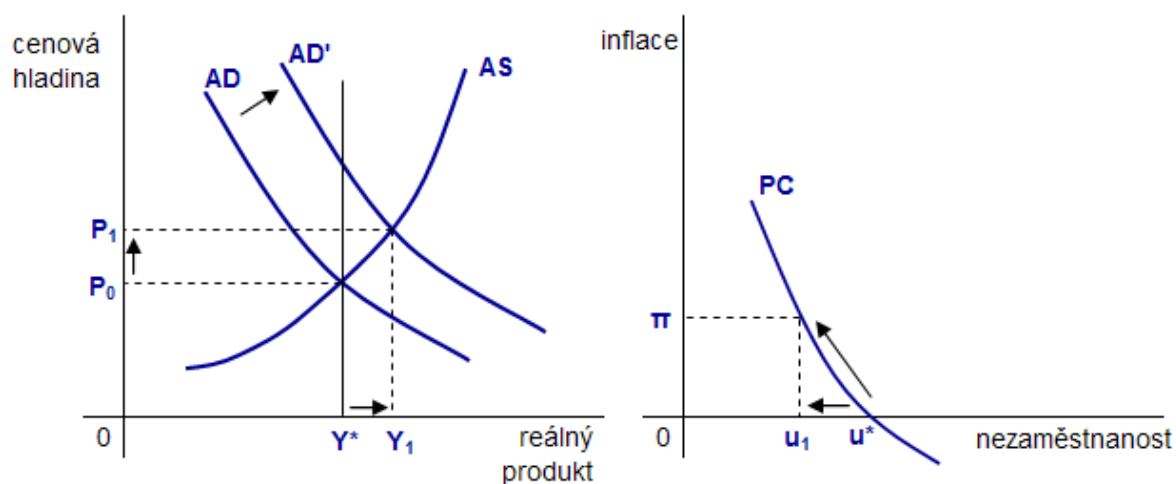
Je-li inflace a nezaměstnanost závislá na změně agregátní poptávky, a tím i na změně reálného produktu, potažmo na velikosti produkční mezery, je možné ukázat dopady existence či změn velikosti produkční mezery na chování Phillipsovy křivky.

Prvním ekonomem, který ukázal na vztah produkční mezery a změny míry nezaměstnanosti, byl Arthur Melvin Okun. Ve svém výzkumu [6] rozdílů mezi reálným a potenciálním produktem a současně změn výše nezaměstnanosti na datech v USA ukázal na významnou statistickou souvislost mezi těmito proměnnými. V USA na zkoumaném období (padesátá léta dvacátého století) při růstu reálného produktu o 3 % klesala míra nezaměstnanosti o 1 %.

Vztahu mezi výší nezaměstnanosti a výší produkční mezery se říká Okunův zákon a vypadá následovně:

$$u - u^* = -\delta \cdot (Y - Y^*) \quad (1.9)$$

kde u je míra aktuální míra nezaměstnanosti, u^* přirozená míra nezaměstnanosti, δ koeficient vyjadřující citlivost odchylky aktuální míry nezaměstnanosti od přirozené míry nezaměstnanosti v závislosti na produkční mezeře ($Y - Y^*$), Y je reálný produkt a Y^* je potenciální produkt. Okunův zákon říká, že odchylka potenciálního produktu od reálného znamená i změnu ve výši nezaměstnanosti. Velikost této změny závisí na parametru δ . Pokud je koeficient δ vyšší, znamená to vyšší ochotu firem propouštět v období recese nebo naopak přijímat v období expanze.



Obr. 5 - Okunův zákon - posun křivky AD doprava

Zdroj: HOLMAN, Robert. *Makroekonomie: středně pokročilý kurz*. 1. vyd. Praha : C.H. Beck, 2004. 424 s. ISBN 8071797642.

1.5. Phillipsova křivka a inflační očekávání

Modifikovaná (cenová) Phillipsova křivka byla během šedesátých let ověřena na historických datech a její platnost se potvrzovala i během let šedesátých. Zdálo se, že platí a že je zákonem, který dává vládám do rukou možnost měnit poměr mezi inflací a nezaměstnaností. Během let sedmdesátých ale došlo k odchylování se od očekávaných dat. Světová ekonomika byla pod vlivem ropných šoků, studené války a zbrojení. Společnost uvnitř jednotlivých států se měnila. Docházelo k posilování vlivu odborů, sociální výdaje se zvyšovaly, byl stálý tlak na udržení co nejvyšší zaměstnanosti. Inflace rostla stále bez ohledu na výši nezaměstnanosti, resp. její růst byl spojen s růstem nezaměstnanosti. Ekonomové se snažili přijít na hlavní důvody, proč Phillipsova křivka přestává platit. Prvními byli nezávisle na sobě Milton Friedman a Edmund Phelps. Oba vyslovili myšlenku, že vývoj inflace je ovlivněn inflačními očekáváními. Tato očekávání narušují základní vztah mezi inflací a nezaměstnaností. Pokud zaměstnavatelé očekávají inflaci o určitou míru, očekávají růst nákladů jak nakupovaných zboží, tak i nakupované práce, současně očekávají růst příjmů zákazníků a všechna tato očekávání promítají do svých cen a do dlouhodobých smluv, které uzavírají. Zaměstnanci taktéž očekávají růst inflace a snaží se tento očekávaný růst promítnout do své vlastní ceny na trhu práce. Nakonec se stane to, že očekávaná inflace promítnutá do výše cen zboží i práce se stane inflací skutečnou. To potvrdí správnost úsudků subjektů na trhu a proces se může opakovat. Skutečnou inflaci, která je důsledkem inflace očekávané, říkáme **inflace setrvačná** a může se projevit, i když je nezaměstnanost na úrovni své přirozené míry na rozdíl od inflace způsobené zvýšením agregátní poptávky. Inflační očekávání rozdělujeme na dva druhy:

Adaptivní očekávání je inflační očekávání tvořené pouze na základě minulých zkušeností. Pokud některý subjekt na trhu očekává určitou míru inflace a poté tato skutečná inflace je mírně odlišná, zahrne tuto odchylku i do svého dalšího očekávání.

Racionální očekávání je inflační očekávání na základě sesbíraných informací, ze kterých vyhodnocujeme pravděpodobnost budoucích výší cen. Racionální očekávání zahrnuje i informace z minulých zkušeností. Racionální očekávání jednotlivých subjektů na trhu nemusí být přesné. Každý nemá potřebné zkušenosti, znalosti, nemusí mít správná či správně vyhodnocená data. V průměru se ale racionální očekávání vyplňují. Pokud by se odchylovala jedním směrem, potom by bylo racionální upravit si tato „racionální“

očekávání směrem opačným. V souhrnu jsou tedy racionální očekávání správná. Mohou být ale odchýlena od skutečného výsledku nepředvídatelnými událostmi.

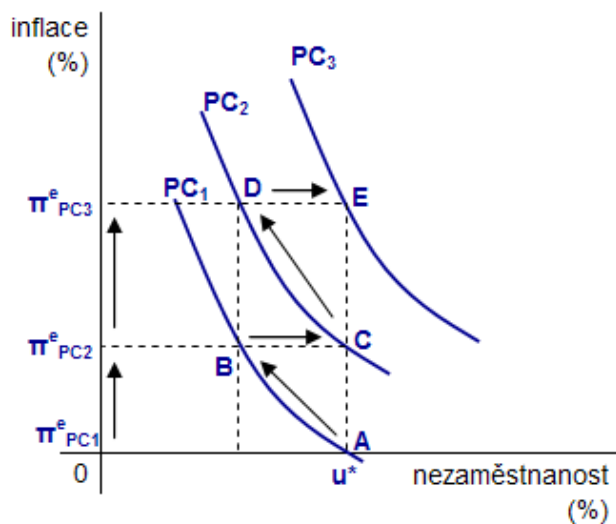
Rovnice původní mzdové Phillipsovy křivky (1.2) upravená (rozšířená) o inflační očekávání M. Friedmanem a E. Phelpssem:

$$\pi_t = g_w = \pi_t^e + [-\varepsilon \cdot (u - u^*)] \quad (1.10)$$

π_t je výše inflace aktuální, π_t^e je výše inflace očekávaná. Pokud je tedy míra nezaměstnanosti rovna přirozené míře nezaměstnanosti, je výše skutečné inflace rovna právě míře inflace očekávané. Vztah (1.10) je možné interpretovat i tak, že výše skutečné inflace obsahuje dvě složky:

- setrvačnou inflaci π_t^e (očekávaná inflace)
- a poptávkovou inflaci (výraz v hranaté závorce), která je tvořena změnou agregátní poptávky.

Graficky je možné vyjádřit změnu míry skutečné inflace rozloženou na obě složky takto:



Obr. 6 - Růst inflace při adaptivních očekáváních

Zdroj: HOLMAN, Robert. *Makroekonomie: středně pokročilý kurz*. 1. vyd. Praha : C.H. Beck, 2004. 424 s. ISBN 8071797642.

M. Friedman při svém rozšíření mzdové Phillipsovy křivky o inflační očekávání popřel koncepci pouhého posunu po Phillipsově křivce, kterou se snažily do té doby vlády využívat pro dosažení co nejnižší míry nezaměstnanosti. Namísto pouhého posunu může docházet, a skutečně v USA v sedmdesátých letech k tomu došlo, k posunu Phillipsovy křivky doprava nahoru. Friedman ukázal, že setrvání nezaměstnanosti pod úrovní přirozené výše nevede pouze k zvýšení inflace, ale vede k zrychlenému (akcelerujícímu) růstu inflace. Pohyb po křivce byl podle něj možný pouze pro velmi krátké období. V delším období se úroveň nezaměstnanosti vrací na svoji přirozenou úroveň společně se zvyšující se inflací, která zahrnuje i další dodatečné budoucí inflační očekávání ve smyslu adaptivního inflačního očekávání tak jak bylo popsáno výše. Friedmanův model byl kritizován některými ekonomy s poukázáním na to, že lidé dokáží být racionální a jsou schopni předvídat inflaci nejen podle svých minulých zkušeností. Rozdílem mezi adaptivním a racionálním očekáváním, jak píše ve své učebnici Robert Holman, je „*v tom, že když lidé tvoří adaptivní očekávání, zvýšení agregátní poptávky v krátkém období sníží nezaměstnanost a vyvolává poptávkovou inflaci. Když ale lidé tvoří racionální očekávání, zvyšují své ceny hned. Ke snížení nezaměstnanosti nedojde, nezaměstnanost i v krátkém období setrvává na přirozené míře*“ [7]. To znamená, že při racionálním inflačním očekáváním se za jinak stejných podmínek mění pouze výše inflace, nezaměstnanost zůstává stejná a Phillipsova křivka, pokud vůbec budeme uvažovat v takové situaci o její existenci, bude vertikální.

1.6. Rozšíření Phillipsovy křivky o vliv nabídkových šoků

Nezanedbatelný vliv na růst inflace mají i náklady firem vyvolané nabídkovými šoky, tj. nikoliv pouze inflačním očekáváním. Nabídkové šoky může představovat nenadálý růst cen surovin, energie, daní a podobně. Pokud se vyjádří rovnice (1.10) původní mzdové Phillipsovy křivky rozšířené o inflační očekávání v její „cenové“ verzi vycházející ze vztahu (1.7), je možné psát vztah:

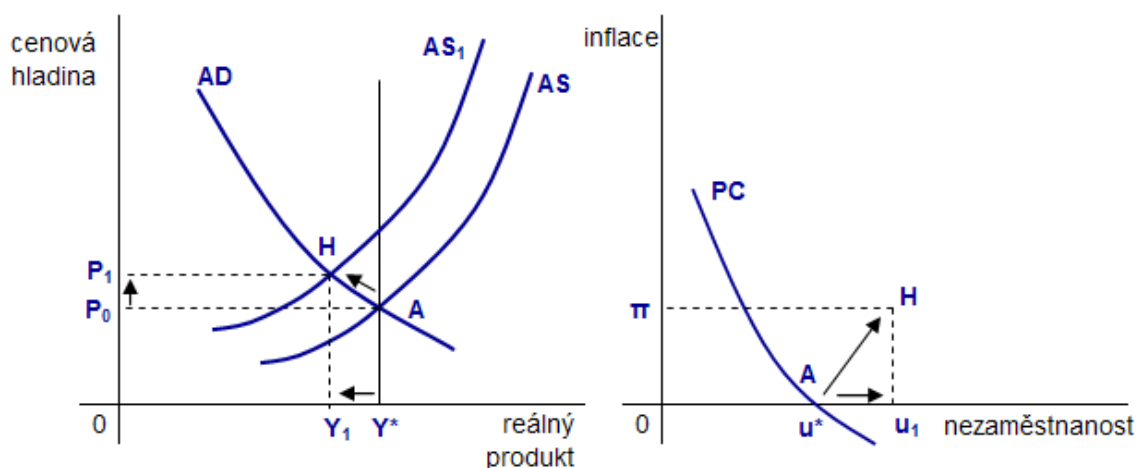
$$\pi_t = \pi_t^e + [-\varepsilon \cdot (u - u^*) - \eta] \quad (1.11)$$

Po doplnění příspěvku nákladové inflace, vyvolané nabídkovými šoky, vypadá vzorec Phillipsovy křivky takto:

$$\pi_t = \pi_t^e + [-\varepsilon \cdot (u - u^*) - \eta] + v \quad (1.12)$$

kde π_t je výše inflace aktuální, π_t^e je výše inflace očekávaná, u je skutečná míra nezaměstnanosti, u^* přirozená míra nezaměstnanosti, $-\varepsilon$ koeficient citlivosti změny míry nominálních mezd k procentní změně skutečné míry nezaměstnanosti, η míra růstu produktivity práce a v výše nákladové inflace.

Schéma vzniku nákladové inflace můžeme vyjádřit graficky na modelu AD-AS:



Obr. 7 - Nákladová inflace, nabídkový šok a posun křivky AS

Zdroj: HOLMAN, Robert. *Makroekonomie: středně pokročilý kurz*. 1. vyd. Praha : C.H. Beck, 2004. 424 s. ISBN 8071797642.

Skutečná výše inflace je po zahrnutí nabídkové inflace ovlivněna těmito třemi faktory:

- očekávanou mírou inflace
- odchylkou skutečné míry nezaměstnanosti od přirozené míry nezaměstnanosti
- nabídkovými šoky.

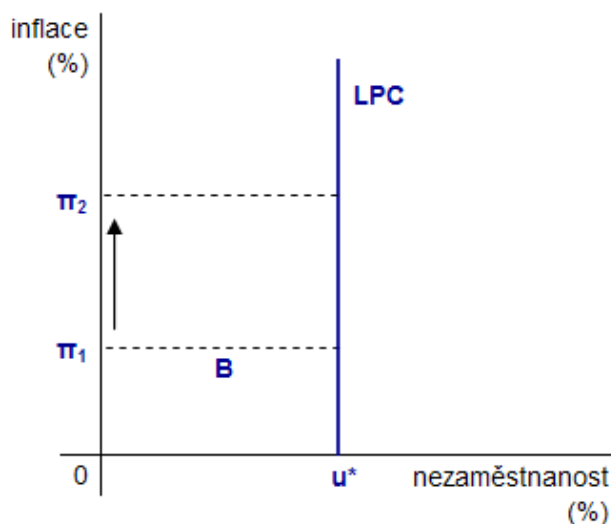
Tyto tři faktory označil americký ekonom R. J. Gordon [8] jako model trojúhelníku.

Uvádí se, že právě nabídkové šoky a inflační očekávání byly důvodem, proč Phillipsova křivka ve smyslu své původní jednoduché závislosti mezi inflací a nezaměstnaností přestala vysvětlovat skutečná ekonomická data.

1.7. Krátkodobá vs. dlouhodobá Phillipsova křivka

Selhání původního konceptu Phillipsovy křivky ve smyslu závislosti (substitucí) mezi inflací a nezaměstnaností jako první popsali a objasnili M. Friedman a E. S. Phelps.

Závislost, tj. funkci Phillipsovy křivky připustili pouze v krátkém období. Jako stabilní situaci označili rovnováhu, kdy míra nezaměstnanosti je na své přirozené výši a výše cenové hladiny je stabilní. Pokud dochází k nerovnováze, potom krátkodobě je substituce mezi inflací a nezaměstnaností funkční, rostoucí inflace je ale provázena inflačními očekáváním, a tím dochází k jejímu dalšímu zrychlování. Jak již bylo uvedeno v kapitole 1.5., při vychylování se z rovnováhy a v návratech do rovnovážného stavu na úroveň přirozené míry nezaměstnanosti se výše inflace nevrací na své původní hodnoty, ale nese s sebou inflační očekávání a zůstává na své v daném čase vyšší úrovni. To znamená, že při stále stejné výši nezaměstnanosti (přirozené výši), výše inflace roste. Očekávaná (racionální) míra inflace se stává skutečnou mírou inflace za neměnné výše nezaměstnanosti.



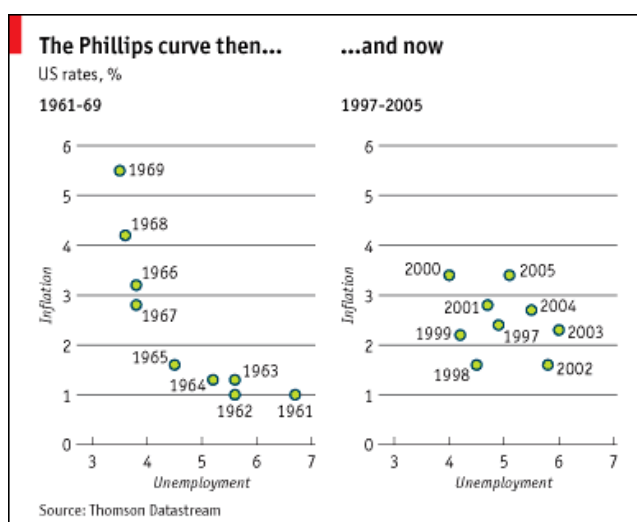
Obr. 8 - Dlouhodobá Phillipsova křivka

Zdroj: Vlastní konstrukce.

1.8. Současné pohledy na teorii Phillipsovy křivky

V roce 2008 uplynulo padesát let od zveřejnění slavného Phillipsova článku [2] o vzájemném vztahu inflace a nezaměstnanosti. Při této příležitosti se na půdě Federal Reserve Bank of Boston konala v červnu 2008 konference zaměřená na vývoj teorie Phillipsovy křivky a její uplatnění v současné ekonomické teorii. Účastníky konference byli významní světoví ekonomové jako například Robert M. Solow (Massachusetts Institute of Technology), N. Gregory Mankiw (Harvard University), James H. Stock (Harvard University), Ben S. Bernanke (Fed), Eric Rosengren (Federal Reserve Bank of Boston) a mnozí další. Ústředním tématem konference bylo posouzení současné platnosti Phillipsovy křivky s ohledem na vývoj za posledních padesát let. Mezi současnými ekonomy převládá názor, že v posledních desetiletích je obtížné najít statisticky významný vztah mezi nezaměstnaností a inflací. Co se týká platnosti Phillipsovy křivky, existuje mnoho skeptiků. Mezi kritiky původního modelu vztahu inflace a nezaměstnanosti patří James H. Stock (Harvard University) a Mark W. Watson (Princeton University), kteří ve své práci [9] prezentované na konferenci uvedli, že pro předvídání budoucí inflace je vhodnější použít hodnoty inflace minulé, než klasického vztahu založeného na závislosti inflace na pohybech míry nezaměstnanosti. Podobný názor sdílí Christopher Sims z Princetonské univerzity i jeho bývalý kolega nyní představitel Fedu Ben Bernanke, kteří se shodují v názoru, že Phillipsova křivka jako základní princip dopadu nezaměstnanosti na inflaci není příliš použitelná. Skeptici i zastánci Phillipsových křivek ale připouštějí, že vztah mezi nezaměstnaností a mírou inflace existuje a je třeba ho brát v úvahu. Je ale velmi obtížné tyto vztahy popisovat s vědomím vlivu mnoha dalších proměnných na pohyby inflace a nezaměstnanosti. Stejně tak je obtížné nalézt míru přirozené nezaměstnanosti, protože nejsme schopni spolehlivě zjišťovat produkční mezeru ekonomiky. Zastánci Phillipsovy křivky se naopak snaží teorii rozvíjet a na základě prováděných studií lépe pochopit, jak se vyvíjí vztah mezi nezaměstnaností a inflací v různé době, a jak a proč se liší mezi jednotlivými zeměmi. Jeden z nových přístupů byl zaznamenán v příspěvku [10] Williama T. Dickense (Northeastern University), který se pokouší zpřesnit odhady přirozené míry nezaměstnanosti pomocí sledování změn hodnot volných pracovních míst. Mezi diskutujícími na konferenci zazněl velmi silný názor reprezentovaný Robertem Solowem, podle kterého je pro budoucí predikci inflace mnohem výhodnější používat hodnoty inflačního očekávání než vztahu inflace a nezaměstnanosti. Inflační očekávání

podle Solowa hraje klíčovou roli při utváření budoucí inflace a je podle něj velmi důležité, aby centrální bankéři vynaložili větší úsilí na zkoumání, pochopení a sledování hodnot inflačního očekávání neboť jim to může pomáhat při předpovědích budoucí inflace a tím i při uplatňování monetární politiky. Otázkou ale zůstává, jak s těmito informacemi naloží lidé, až si uvědomí, že centrální bankéři ve svých krocích při cílování inflace využívají s větším důrazem jejich inflační očekávání. Dalším důvodem proč je teorie Phillipsovy křivky stále živá, je podle New Economist [11] nespolehlivost odhadů produkční mezery, přirozené míry nezaměstnanosti a tím i hodnoty NAIRU. Podle New Economist byla Phillipsova křivka vytlačena, s poukazem na její nespolehlivost, sledováním hodnot NAIRU a mezery výstupu. Určovat hodnoty NAIRU je chvályhodná myšlenka, ale vzhledem k velké obtížnosti odhadů mezery výstupu ekonomiky, jsou i odhady NAIRU velmi nespolehlivé. New Economist poukazuje na určité zploštění Phillipsovy křivky, které může být pro ekonomiku dobré v případě poklesu míry nezaměstnanosti, ale velmi varující v případě výraznějšího růstu inflace. V tomto případě může být výraznější nárůst inflace doprovázen významným nárůstem nezaměstnanosti po snahách srazit tuto rostoucí inflaci zpět na nižší hodnoty. To, podle New Economist, může vysvětlovat, proč je pro Evropskou centrální banku tak obtížné dostat inflaci v eurozóně zpět pod cíl 2 %. Zároveň se také otevírá otázka zodpovědnosti centrálních bankéřů za důsledky změn míry nezaměstnanosti při jejich snahách cílování inflace.



Obr. 9 - Phillipsova křivka v USA

Zdroj: Thomson Datastream, New Economist.

2. Vztah inflace a nezaměstnanosti v České republice (1996 - 2009)

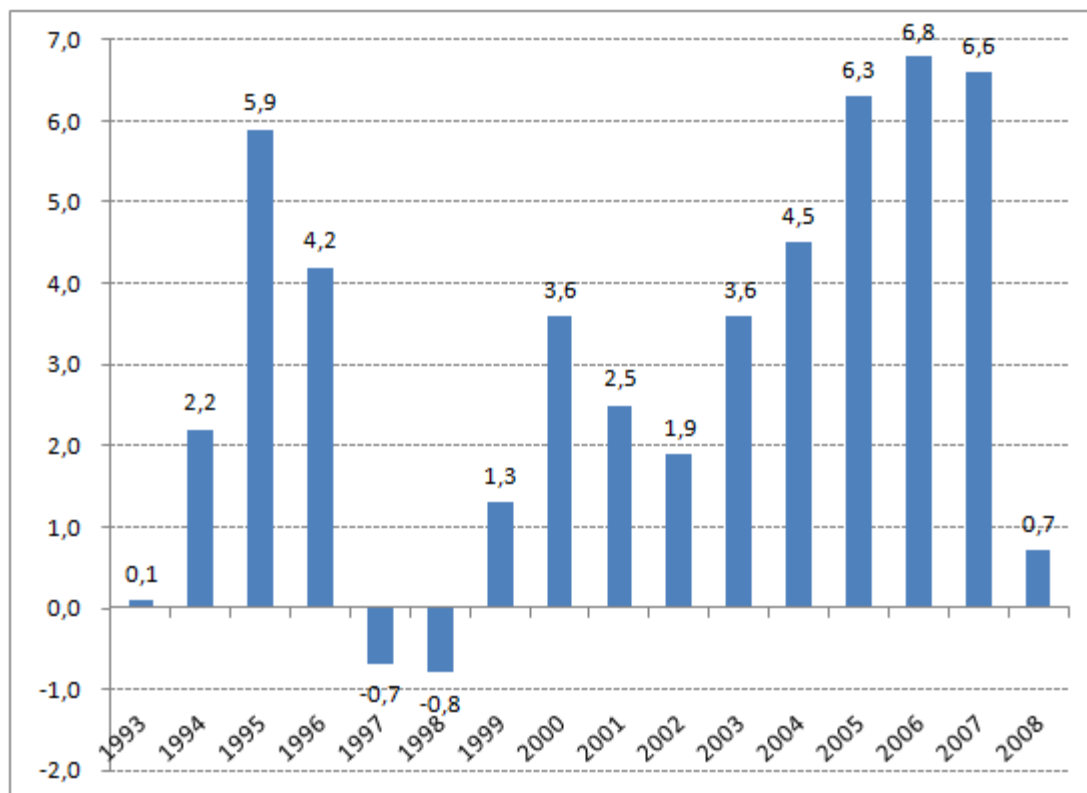
2.1. Stručný komentář k ekonomickému vývoji České republiky

Vývoj české ekonomiky v druhé polovině devadesátých let byl významným způsobem ovlivněn politickým vývojem po roce 1989. Porevoluční vlády byly postaveny před nelehký úkol změnit centrálně plánovanou ekonomiku na ekonomiku tržní. Na způsob přechodu k tržní ekonomice se vytvořily dva hlavní názorové proudy. První variantou, prezentovanou zejména Valtrem Komárkem, bylo zavádění pomalejších postupných změn. Politicky úspěšnější a následně provedená byla druhá varianta představována tehdejším ministrem financí Václavem Klausem. Reformy nutné pro přechod k tržní ekonomice měly být uskutečněny co nejrychleji. Zásadní kroky transformace byly realizovány v letech 1990 až 1993. Hlavním úkolem bylo provést systémové změny - liberalizace cen, daňová reforma, změna legislativy, zrušení státního monopolu zahraničního obchodu a další. Současně bylo třeba pokusit se zachovat stabilní makroekonomické prostředí a změnit vlastnickou strukturu firem ovládaných státem - provést privatizaci. Prvním krokem k cenové liberalizaci bylo zrušení záporné daně z obrátu, což znamenalo v roce 1991 skokové zvýšení cen potravin. Uvolňování státem kontrolovaných cen mělo za následek silné inflační tlaky, které musely být tlumeny restriktivní monetární politikou. Stabilizace makroekonomického prostředí byla podpořena stanovením režimu fixního měnového kurzu koruny, která byla v počátcích transformace podhodnocena. Podhodnocení kurzu zvýhodňovalo české exportéry a znevýhodňovalo zahraniční konkurenci na tehdy ještě československém trhu. Postupné reálné zhodnocování koruny tento "transformační polštář" vyčerpávalo. Zpočátku byla koruna fixována k měnovému koši pěti měn - USD, DEM, ATS, CHF, FRF. Později (od roku 1993) bylo složení měn redukováno na americký dolar a německou marku. Podobně jako restriktivní monetární politika, která ztěžovala podnikům přístup k úvěrům, byla restriktivní i politika fiskální. Výdaje státního rozpočtu byly omezeny. Rušeny byly tehdejší subvence pro podniky. Kvůli radikálním transformačním změnám došlo k silnému poklesu ekonomického růstu. HDP klesl o více než 20 %. Výrazně se změnila struktura ekonomiky. Došlo k propadům exportu do zemí bývalé RVHP. Svůj vliv mělo i rozdělení Československa, které bylo nákladné a jehož důsledkem byl pokles vzájemného obchodu mezi českými a slovenskými podniky. Snížení ekonomické aktivity bylo nutnou daní za přechod k tržní ekonomice. Obrat nastal kolem roku 1993, kdy začal růst HDP, rozpočet byl přebytkový, inflace se snižovala

a nezaměstnanost byla na nízké úrovni. Vývozy do postsocialistických zemí byly nahrazeny vývozy do zemí Evropské unie. Díky úspěšně probíhající transformaci země a díky relativně stabilnímu politickému a ekonomickému prostředí se stala Česká republika zajímavou pro zahraniční investory. Roky 1994 až 1996 byly obdobím silného růstu ekonomiky. Česká republika byla považována za nejúspěšnější transformující se zemi bývalého východního bloku a jako první postsocialistická země byla přijata do Organizace pro hospodářskou spolupráci a rozvoj (OECD). Ekonomický růst se v těchto letech neprojevoval výraznějším růstem cenové hladiny. Spíš měl vliv na vznik nerovnováhy obchodní bilance a každoroční reálné zhodnocování kurzu koruny. Rok 1996 byl rokem volebním a měl zásadní vliv na ekonomický vývoj v následujících letech. Koalice vzešlá z voleb byla slabá a neměla sílu pokračovat v reformních krocích potřebných pro úspěšné dokončení transformace. Navíc se začaly projevovat nerovnováhy účtu platební bilance díky stále silnějším přílivům zahraničního kapitálu. To bylo stále větším problémem pro měnovou politiku centrální banky. Ta ve snaze zabránit růstu inflace, která byla vyšší než v okolních zemích, držela vyšší úrokové sazby, což mělo za následek další přílivy zahraničního kapitálu. Dalším problémem byla situace v podnikové sféře. Průběh privatizace, na který stále existují protichůdné názory, měl v některých případech za následek neujasněné vlastnické vztahy, neschopný management, provázanost bank a podniků. Ve spojení s nedokonalým kapitálovým trhem měly tyto problémy vliv na zpomalení restrukturalizace a pokles konkurenceschopnosti a ziskovosti českých podniků. Rok 1997 byl rokem počínající krize, která pokračovala až do roku 1999. Tempo růstu ekonomiky se výrazně zbrzdilo. Vláda přijala opatření v podobě snížení rozpočtových výdajů, snažila se zpomalit růst mezd a omezit dovoz zahraničního zboží. Zároveň usilovala o devalvaci koruny a zmírnění měnové restriktce. S tím však u centrální banky neuspěla. V roce 1997 došlo k výrazným spekulacím na znehodnocení kurzu české koruny, které měly za následek opuštění režimu fixního kurzu a jeho nahrazení řízeným floatingem. Po tzv. měnové krizi přijala vláda další restriktivní opatření spočívající v dalším krácení rozpočtových výdajů a ve zmrazení mezd ve vládním sektoru. Centrální banka v roce 1997 změnila svůj systém měnové politiky a spustila program tzv. cílování inflace. V roce 1998 převzal vládu v zemi úřednický kabinet Josefa Tošovského, který dovládl do předčasných voleb ve kterých středopravé vlády vystřídal levicová vláda sociální demokracie. Socialistická vláda byla zpočátku vázána přijatým rozpočtem vlády

předchozí, a nemohla tak výrazně změnit nastolenou fiskální politiku. V tomto období byla zřízena Komise pro cenné papíry. Zároveň došlo ke změnám v obchodování na burze - zaveden SPAD. Prodejem Investiční a poštovní banky byla zahájena privatizace bank. V dalších letech vlády sociální demokracie nenastaly žádné významnější radikální změny ve fiskální či monetární politice. Oproti předvolebním proklamacím nedošlo k zastavení privatizace nebo k dramatickému zvýšení státních sociálních výdajů. V roce 2000 již bylo možné pozorovat oživení ekonomiky. V dalších letech ekonomického růstu se ukázala jako problematická sociálnědemokratická politika fiskální expanze, která by měla být prováděna v dobách krize, nikoliv však v dobách ekonomického růstu. Kvůli tomu rostl deficit státního rozpočtu a podíl státního dluhu na HDP. V řádných volbách roku 2002 zvítězila opět Česká strana sociálně demokratická. Důsledkem bylo pokračování nastolené fiskální politiky, sestavování deficitních rozpočtů a nárůst státního dluhu. Významným milníkem byl 1. květen 2004, kdy se Česká republika stala součástí Evropské unie. Politicko-ekonomická integrace zabezpečuje české ekonomice stabilní prostředí a zvyšuje její atraktivitu pro zahraniční investory. Období vlády sociální demokracie od roku 1998 do roku 2004, zejména její druhou polovinu, je možné charakterizovat jako období mírného ekonomického růstu bez výraznějších výkyvů. V roce 2006 zvítězila ve volbách Občanská demokratická strana, která dokázala sestavit koaliční vládu. Předvolební sliby a předsevzetí týkající se změn hospodářské politiky byly odvážné, nebyly však v plné míře naplněny. Zjednodušení daňových zákonů a celého právního prostředí, snížení daní, podpora podnikání, penzijní reforma, zpružnění trhu práce, to všechno nebylo možná i vinou slabé pozice nové vlády uskutečněno. Období posledních let bylo charakteristické trvalým posilováním kurzu koruny, které mělo nepříznivé dopady na většinu významných českých exportérů. Jejich volání po stanovení termínu přijetí eura bylo zatím nevyslyšeno. Období relativně klidného vývoje v prvních letech druhého tisíciletí bylo vystřídáno světovou finanční krizí. Finanční krize, mající původ v chybách velkých amerických bank při poskytování hypotečních úvěrů, má drtivý dopad na celosvětovou ekonomiku. V české ekonomice je možné sledovat podobně jako v ostatních srovnatelných zemích výrazný pokles HDP, propad tržeb zejména exportujících firem, zvýšení nezaměstnanosti, snížení úrokových sazeb, snížení míry inflace.

Vývoj růstu HDP České republiky v popisovaném období je znázorněn na obrázku č. 10.



Obr. 10 - Vývoj HDP v České republice 1993 - 2008

Zdroj: Data - Statistické ročenky ČSÚ, <http://www.czso.cz>, Graf - vlastní konstrukce.

Prognózovat vývoj růstu HDP v době právě probíhající celosvětové finanční krize je velmi obtížné. Predikce Ministerstva financí uvádí pro rok 2009 odhad poklesu o 2,7 až 1,9 %.

Vztah inflace a nezaměstnanosti v České republice je možné zkoumat na základě dostupných dat. Vzhledem k politicko ekonomickým poměrům v naší zemi není bohužel k dispozici delší časová řada údajů. Proto je možné sledovat vztah inflace a nezaměstnanosti pouze v krátkém období. Také je nutné vzít v potaz metodiku sběru statistických údajů, resp. změnu v metodice (více v další části textu). Data pro sestavení klasické Phillipsovy křivky jsou dostupná v měsíční periodicitě od roku 1996. Data pro sestavení Phillipsovy křivky rozšířené o inflační očekávání jsou k dispozici pouze ve čtvrtletní periodicitě od roku 1999, kdy Česká národní banka začala provádět vlastní

šetření inflačního očekávání domácností, firem a finančních institucí. Data pro zpracování výpočtů byla získána z databáze časových řad ARAD publikované na webu České národní banky. V této databázi jsou uložena data jak z vlastních šetření České národní banky, tak z dalších externích zdrojů. V případě inflace jsou data původem od Českého statistického úřadu, v případě nezaměstnanosti od Ministerstva práce a sociálních věcí.

2.2. Inflace v České republice

Míra inflace, jak již bylo uvedeno výše, je obecně definována jako změna cenové hladiny v průběhu sledovaného období. Matematicky lze zapsat takto:

$$\pi = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} \quad (2.1)$$

kde P_t je výše cenové hladiny v aktuálním období, P_{t-1} výše cenové hladiny v období předchozím. Pro měření cenové hladiny se používají různé cenové indexy. Mezi nejčastěji používané patří:

- index spotřebitelských cen CPI (Consumer price index), který vyjadřuje cenovou hladinu jako průměrnou úroveň cen skupiny výrobků a služeb zařazeného do tzv. spotřebního koše, kde každá položka má stanovenou určitou váhu podle spotřeby průměrnou domácností. Složení spotřebního koše včetně stanovení vah se během let mění s ohledem na změny způsobu života domácností
- deflátor HDP na rozdíl od indexu spotřebitelských cen není založený na definovaném spotřebním koši, ale je počítán jako změna cen všech statků v ekonomice. Deflátor HDP se počítá jako podíl HDP měřeného v cenách běžného období a HDP měřeného v cenách základního období. Pro určení dopadu zvýšení cenové hladiny na spotřebitele je výhodnější použít cenový index CPI.
- index cen výrobců PPI (Producer Price Index) zaznamenává změny cen zboží a služeb v různých oborech a odvětvích na základě šetření ve firmách. Index PPI může signalizovat následné změny v indexu spotřebitelských cen.
- harmonizovaný index spotřebitelských cen HICP (Harmonized Index of Consumer Prices) je index používaný pro srovnávání vývoje inflace v členských zemích Evropské unie. Struktura spotřebního koše je při použití tohoto indexu pro všechny státy stejná a srovnání zemí může mít vyšší vypovídací hodnotu než za použití různě konstruovaných indexů. Otázkou ale zůstává, jak definovat průměrnou spotřebu průměrné domácnosti a jak z tohoto titulu zohlednit rozdíly mezi členskými zeměmi Evropské unie.

Pro sledování vztahu inflace a nezaměstnanosti je vhodné použít indexu CPI, který bývá označován jako index životních nákladů. Při určení inflace na základě tohoto indexu se nejedná o změnu všech cen v dané ekonomice, ale pouze o změnu cen výrobků a služeb, které nakupují průměrné domácnosti. Pro potřeby zkoumání závislosti inflace na nezaměstnanosti je podle mého názoru právě takový index nejvhodnější.

Index spotřebitelských cen CPI sleduje v České republice Český statistický úřad, který zjišťuje ceny zboží a služeb měsíčně ve vybraných prodejnách a provozovnách služeb (jedná se o cca 10 tis. míst v celé ČR). Ze zjištěných cen je vypočtena průměrná cena pro každého reprezentanta ve spotřebním koši. Struktura spotřebního koše se stanovuje zpravidla na dobu pěti let. Poslední revize proběhla v roce 2006 na základě dat roku 2005 a poprvé bylo využito členění podle mezinárodní klasifikace konečné spotřeby domácností COICOP (The Classification of Individual Consumption by Purpose). Struktura spotřebního koše čítajícího 729 reprezentantů je nyní následující:

Oddíly COICOP	Počet reprezentantů (%)	Váha (%)
Potraviny a nealkoholické nápoje	22,5	16,3
Alkoholické nápoje, tabák	2,7	8,2
Odívání a obuv	9,7	5,2
Bydlení, voda, energie, paliva	5,6	24,8
Bytové vybavení, zařízení domácnosti, opravy	11,2	5,8
Zdraví	6,4	1,8
Doprava	11,4	11,4
Pošty a telekomunikace	0,4	3,9
Rekreace a kultura	15,5	9,9
Vzdělávání	1,6	0,6
Stravování a ubytování	5,9	5,8
Ostatní zboží a služby	6,9	6,3
Celkem	100,0	100,0

Tab. 1 - Struktura spotřebního koše

Zdroj: Český statistický úřad.

Výpočet hodnoty indexu spotřebitelských cen je prováděn podle Laspeyresova vzorce:

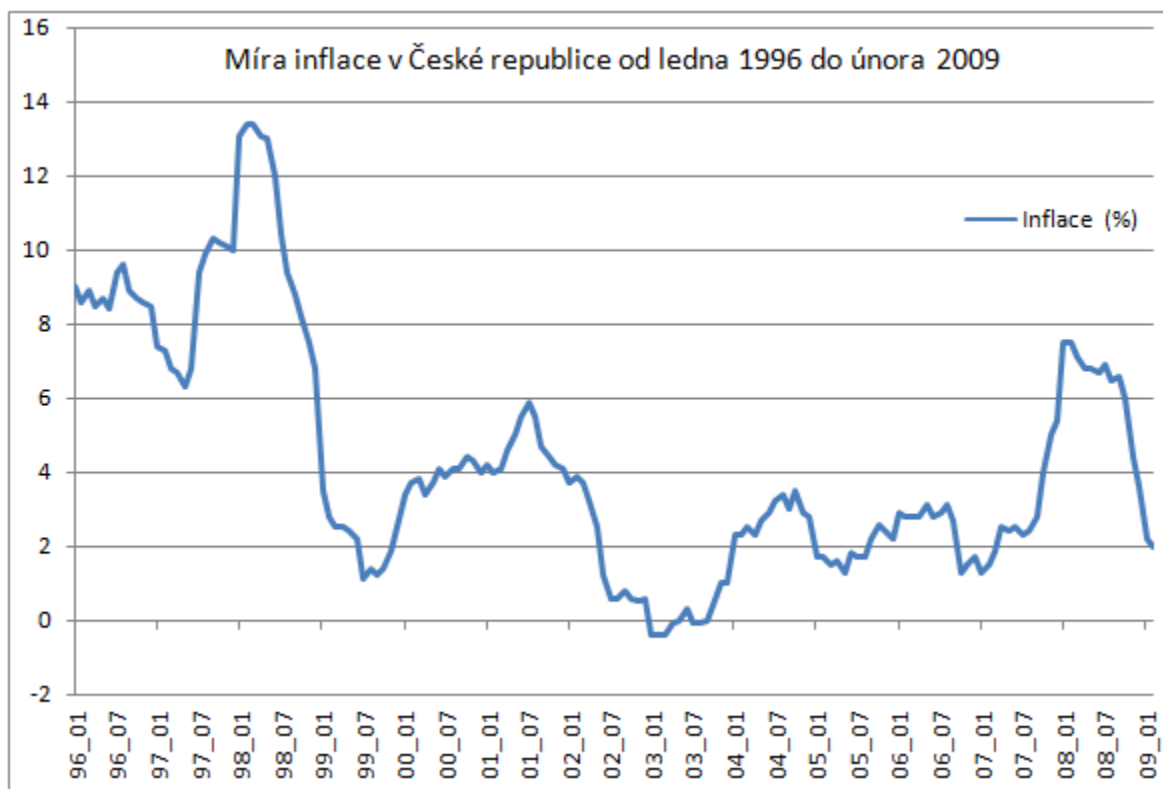
$$I_{1/0} = \frac{\sum \frac{p_1}{p_0} \cdot p_0 \cdot q_0}{\sum p_0 \cdot q_0} \cdot 100 \quad (2.2)$$

kde p_1 je cena zboží (služby) ve sledovaném (běžném) období, p_0 cena zboží (služby) v základním období, q_0 stálá váha výdaje domácností za zboží (službu) v základním období.

Index spotřebitelských cen může být počítán a následně prezentován na základě toho, k jakému základnímu období se vztahuje. Český statistický úřad poskytuje tyto cenové indexy:

- změna průměrné cenové hladiny za posledních dvanáct měsíců proti průměru dvanácti posledních předchozích měsíců (přírůstek průměrného ročního indexu)
- změna cenové hladiny ve vykazovaném měsíci daného roku proti stejnému měsíci předchozího roku
- změna cenové hladiny sledovaného měsíce proti předchozímu měsíci
- změna cenové hladiny sledovaného měsíce proti průměru daného referenčního roku (nyní rok 2005)
- změna cenové hladiny sledovaného měsíce proti referenčnímu období - měsíci (nyní prosinec 2005).

Jako podklad pro sestrojení Phillipsovy křivky se zdá nejvhodnější cenový index vyjadřující přírůstek indexu spotřebitelských cen sledovaného měsíce k stejnému měsíci předchozího roku. Toto meziroční srovnání vylučuje sezonní vlivy. Zdrojová data pro sestrojení grafu jsou v příloze A této práce.



Obr. 11 - Inflace v České republice 1996 - 2009

Zdroj: Data pro sestavení grafu - ČSÚ (publikováno v databázi ČNB ARAD). Graf - vlastní konstrukce.

Míra inflace během transformace před rokem 1996 zaznamenala vysoký růst v roce 1991, kdy došlo k liberalizaci cen, a v roce 1993 po zavedení nové daňové soustavy. Od roku 1993 se míra inflace pohybovala kolem 10 % až do roku 1998, kdy prudce poklesla. V roce 1998 se začala projevovat hospodářská recese a konzervativní monetární politika. Trend poklesu míry inflace pokračoval ruku v ruce s nově zavedeným cílováním inflace, které bylo Českou národní bankou podle ekonomů systematicky podstřelováno. V roce 2001 došlo k růstu cenové hladiny hlavně kvůli deregulacím cen energií, nájemného, dopravy a poštovních a telekomunikačních služeb. Roky 2002 a 2003 byly obdobím s rekordně nejnižšími hodnotami inflace za posledních 15 let. Důvodem bylo mimo jiné stále silnější kurz koruny spolu s relativně nízkými cenami surovin na světovém trhu a zastavení cenových deregulací. V dalších letech rostla inflace mírným tempem okolo 3 % a to až do roku 2008, kdy je možné zaznamenat prudký nárůst inflace k hodnotám přes 7 % meziročního nárůstu cenové hladiny. K prudkému nárůstu inflace došlo během konce roku 2007 a počátku roku 2008, kdy za nejvýraznějšími změnami celkové úrovně cenové

hladiny stál vzestup cen pohonných hmot, uvolnění některých regulovaných cen (zejména nájemné) a významnější nárůst ceny potravin díky zvýšení sazby daně z přidané hodnoty. Proinflační vliv mělo i zavedení poplatků ve zdravotnictví. V roce 2009 došlo v souladu s prognózou ČNB k výraznému snížení míry inflace pod hodnoty inflačního cíle stanoveného v rozpětí 2-4 %.

2.3. Nezaměstnanost v České republice

Nezaměstnaným je podle definice Eurostatu každý občan starší 15 let, který splňuje tyto tři podmínky:

- je bez práce ve smyslu, že nemá placené zaměstnání ani není sebezaměstnán,
- hledá aktivně práci. Hledáním práce se chápe registrace na úřadu práce případně u soukromé společnosti zprostředkující práci, hledání přímým oslovováním firem, hledání využitím inzerce, vyvíjení úsilí k získání pracovního povolení nebo k založení vlastní firmy,
- je připraven k nástupu do práce. To znamená, že během období, za které se nezaměstnanost sleduje (vykazuje), je schopný okamžitě nebo nejpozději do 14 dnů nastoupit do zaměstnání nebo sebezaměstnání.

Pokud není dodržena alespoň jedna z výše uvedených podmínek, je sledovaná osoba považována za zaměstnanou nebo ekonomicky neaktivní.

Míru nezaměstnanosti pro určité období a místo je možné určit podle následujícího vztahu:

$$u = \frac{U}{E+U} = \frac{U}{L} \quad (2.3)$$

kde u je míra nezaměstnanosti, U počet nezaměstnaných, E počet zaměstnaných, L počet pracovní síly.

Při zkoumání dat míry nezaměstnanosti je nutné vzít v úvahu, že počet nezaměstnaných nezahrnuje osoby sice zaměstnané, ale nedobrovolně pouze na kratší úvazek. Problematické pro srovnávání hodnot míry nezaměstnanosti v časové řadě může být i sezonnost, kdy se mohou vyskytnout významnější výkyvy nevyplývající z působení jiné makroekonomické veličiny (např. inflace) nebo z nějakého dlouhodobějšího trendu, ale z charakteru sezonních změn produkce určitého odvětví. V těchto případech můžeme mluvit o nezaměstnanosti sezonní.

Mimo výše uvedené sezonní nezaměstnanosti lze podle důvodů vzniku nezaměstnanosti rozlišovat nezaměstnanost na frikční, strukturální a cyklickou.

Frikční nezaměstnanost vzniká vlivem neustálého pohybu pracovních sil mezi podniky. Z různých důvodů zaměstnanci své zaměstnavatele opouštějí a nacházejí si nové. Jde o rozhodnutí zaměstnanců, kteří se stávají dobrovolně dočasně nezaměstnanými. Z hlediska národohospodářského se nejedná o vážný problém.

Strukturální nezaměstnanost je oproti frikční nezaměstnanosti závažnějším problémem. Vzniká v důsledku nesouladu nabídky práce a poptávky po ní v určitých geografických regionech vinou změn ve struktuře produkujících odvětví. Některá odvětví svou činnost utlumují, některá naopak expandují. Každá taková změna vyžaduje zaměstnávání jinak kvalifikovaných zaměstnanců a to může způsobit na jedné straně jejich nedostatek, na druhé straně jejich nadbytek a propouštění. Pro snížení strukturální nezaměstnanosti je nutné rekvalifikovat pracovní síly nebo změnit jejich geografickou polohu. Oboje vyžaduje mnoho času a úsilí.

Cyklická nezaměstnanost souvisí s fázemi hospodářského cyklu a s odchýlením se od přirozené míry nezaměstnanosti, kdy skutečný produkt ekonomiky je nižší než produkt potenciální (viz bod 1.4. práce a Okunův zákon).

Míra nezaměstnanosti jak již bylo uvedeno je podíl mezi počtem nezaměstnaných a počtem celkové pracovní síly. V České republice se můžeme setkat se dvěma různými způsoby výpočtu.

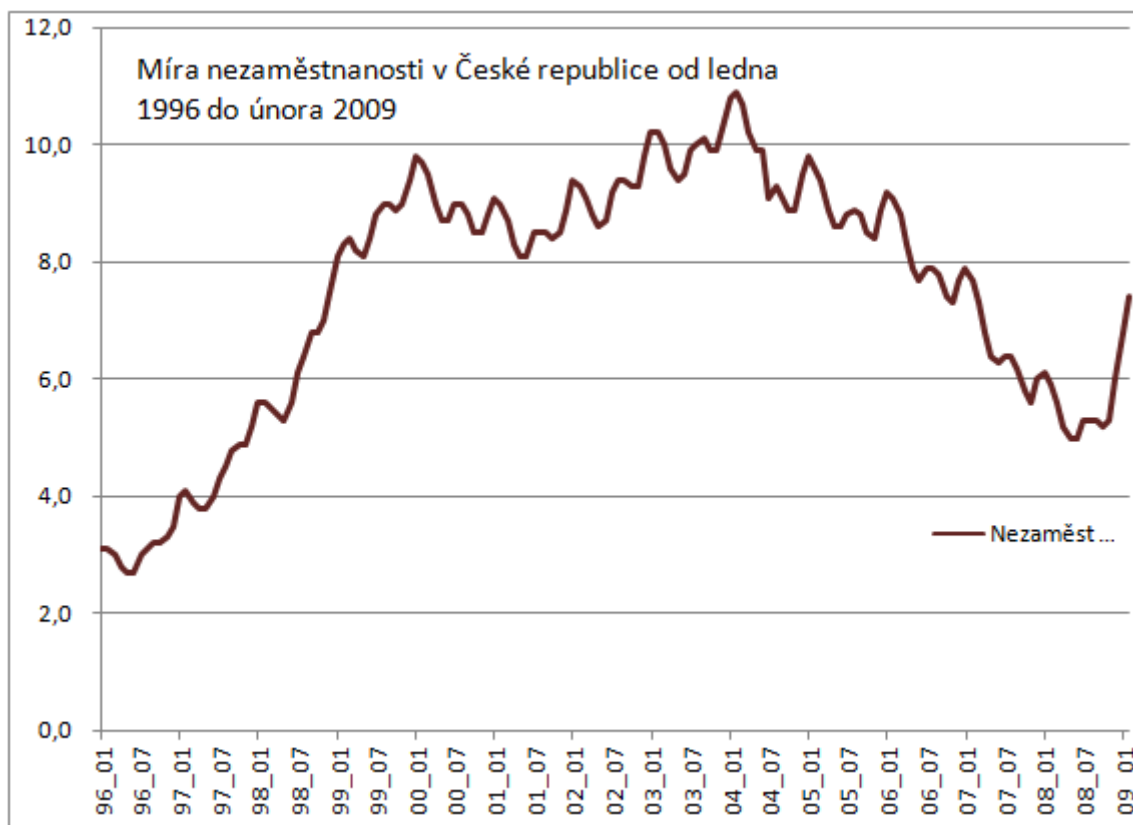
Tzv. obecnou míru nezaměstnanosti určuje Český statistický úřad, který na základě mezinárodních definic a doporučení provádí jednou za čtvrtletí vlastní šetření pojmenované Výběrové šetření pracovních sil (VŠPS). Šetření se provádí na náhodně vybraném vzorku domácností v celé České republice a sleduje sociální a ekonomické postavení obyvatelstva se zaměřením na jeho ekonomickou aktivitu. Definice rozsahu šetření a způsoby výpočtu jsou převzaty od Mezinárodní organizace práce ILO (International Labour Organization) a od Eurostatu.

Druhou organizací, která publikuje míru nezaměstnanosti, je Ministerstvo práce a sociálních věcí. Tato míra nezaměstnanosti je označována jako míra registrované nezaměstnanosti. Počet nezaměstnaných není zjišťován šetřením jako v případě ČSÚ, ale je převzat z údajů jednotlivých úřadů práce. Míra nezaměstnanosti je stanovena jako podíl registrovaných nezaměstnaných na celkové pracovní síle. Od roku 2004 došlo ke změně metodiky, kdy se za nezaměstnané nepovažují všichni registrovaní uchazeči o zaměstnání, ale pouze tzv. dosažitelní uchazeči, tj. ti, kterým nebrání žádná objektivní překážka k nástupu do nového zaměstnání. Do počtu zaměstnaných se začali zahrnovat i cizinci legálně pracující v České republice. Důvodem ke změně metodiky byl zejména vstup České republiky do Evropské unie. Hodnoty publikované Ministerstvem práce i Českým statistickým úřadem mají podobnou vypovídací schopnost. Pro sestrojení Phillipsovy křivky byla zvolena míra nezaměstnanosti publikovaná Ministerstvem práce pro její dostupnost v měsíčním intervalu. Vzorec pro výpočet míry nezaměstnanosti (MPSV) je následující:

Míra nezaměstnanosti (%) = $\frac{\text{uchazeči evidovaní ÚP}}{(\text{zaměstnaní z VŠSP} + \text{uchazeči evidovaní ÚP})} \times 100$

Uchazeči evidovaní na úřadech práce je počet všech uchazečů o práci evidovaných k poslednímu dni sledovaného měsíce na všech úřadech práce v České republice.

Zaměstnaní z VŠSP je součet počtu zaměstnaných osob podle výběrového šetření pracovních sil (klouzavý průměr za poslední čtyři šetření bez osob pobírajících rodičovský příspěvek) a průměrného počtu evidovaných uchazečů o zaměstnání ve stejném období (klouzavý průměr).



Obr. 12 - Nezaměstnanost v České republice 1996 - 2009

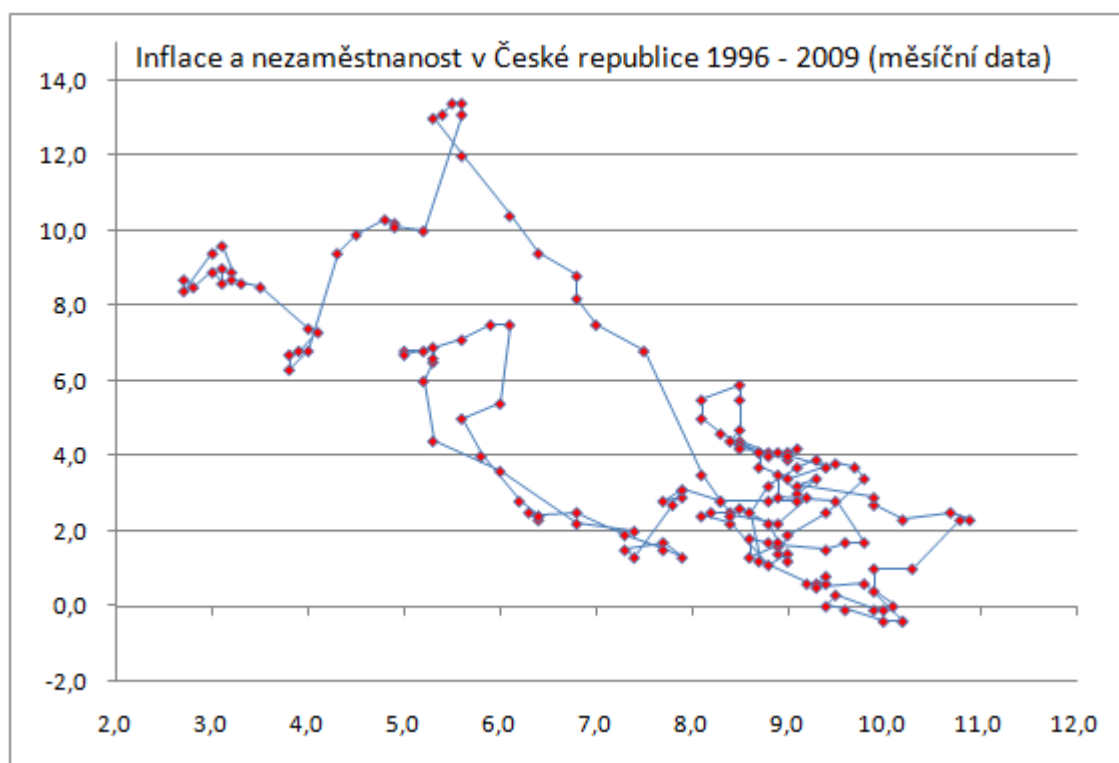
Zdroj: Data pro sestavení grafu - MPSV (publikováno v databázi ČNB ARAD). Graf - vlastní konstrukce.

Vývoj nezaměstnanosti byl důsledně sledován všemi vládami během transformačního procesu. Během prvních let transformace se daly předpokládat významné přesuny zaměstnaných uvnitř ekonomiky, kdy v důsledku socialistického plánování trpěly některé obory nedostatkem pracovních sil a některé naopak přezaměstnaností. Zároveň díky socialistickému zřízení byla na startovní pozici nezaměstnanost velmi nízká, takřka nulová. Bylo možné očekávat její prudší navýšení, které mohlo mít negativní dopad jak na ekonomiku, tak na politické uspořádání. K velkým výkyvům naštěstí nedošlo, i když za zmínku stojí uvedení rozdílu mezi českou a slovenskou částí tehdy ještě společného státu, kdy míra nezaměstnanosti v České republice byla v roce 1992 na úrovni 4,2 % a na Slovensku až na 12,7 %. Česká ekonomika až do roku 1996 vykazovala nízké hodnoty míry nezaměstnanosti. Příčinou byla vysoká úroveň vzdělanosti, aktivní politika vlády i fungující pravidelné jednání tripartity. Po roce 1997, v době hospodářské recese, se míra nezaměstnanosti začala významněji zvyšovat. Obtížněji sháněli práci méně kvalifikovaní,

mladiství, zdravotně postižení. Byl patrný růst rozdílů mezi jednotlivými regiony České republiky. Po oživení ekonomiky v roce 2000 a později nedošlo ke snižování míry nezaměstnanosti. Vinou mohly být kroky sociálnědemokratických vlád, kdy nebyla podporována motivace k hledání pracovních příležitostí vzhledem k vysokým sociálním dávkám a stanovení relativně vysoké minimální mzdy. Problémem mohla být také pracovněprávní legislativa, která nebyla výrazněji přepracována a nepřispívala k pružnosti na trhu práce. Po roce 2002 v době poklesu oživení ekonomického růstu došlo k dalšímu zvýšení míry nezaměstnanosti a bylo možné sledovat další fenomény na trhu práce. Těmi byli zahraniční pracovníci, kteří se ve vyšší míře uplatňovali u českých zaměstnavatelů, a také dlouhodobá nezaměstnanost, která se stává závažným problémem české ekonomiky. Podle údajů Ministerstva práce a sociálních věcí bylo koncem roku 2007 137 tis. osob v evidenci úřadů práce delší dobu než 12 měsíců. Tvořili podíl 38,6 % na celkovém počtu uchazečů o zaměstnání. Průměrná délka evidence uchazečů se prodloužila ze 423 dní ke konci roku 2000 na 659 dní v roce 2007.

2.4. Phillipsova křivka pro Českou republiku - klasický model

Vstupními daty pro sestavení Phillipsovy křivky v tomto a následujících odstavcích jsou inflace vypočtená na základě meziročního přírůstu indexu spotřebitelských cen a nezaměstnanost publikovaná Ministerstvem práce a sociálních věcí. Nejprve je sestrojena Phillipsova křivka a zjišťována míra závislosti obou proměnných podle původního modelu bez modifikace o hodnoty očekávané inflace. Vstupní data jsou uvedena v příloze A a B. Graficky je možné znázornit vztah inflace a nezaměstnanosti ve sledovaném období takto:



Obr. 13 - Inflace a nezaměstnanost v České republice 1996 - 2009

Zdroj: Vlastní konstrukce.

V grafu není zatím zobrazena funkce, která by měla závislost obou proměnných vysvětlovat. Podle teoretických úvah by měla klesající míra nezaměstnanosti za ostatních podmínek neměnných zvyšovat míru inflace. Funkce by měla mít zápornou směrnici, přibližně hyperbolický tvar a protínat by měla horizontální osu v hodnotě tzv. přirozené míry nezaměstnanosti.

Pro statistické výpočty v této práci je použit modul Analýza dat programu Microsoft Office Excel 2007. Použitá metoda výpočtů je metoda nejmenších čtverců k určení vhodného odhadu parametrů funkce regresní přímky a regresní hyperboly. U standardních výstupů z aplikace MS Excel bylo změněno použité názvosloví: Násobné R přejmenováno na Vícenásobný korelační koeficient, Hodnota spolehlivosti R přejmenována na Index determinace, Nastavená hodnota spolehlivosti na Upravený index determinace, Hranice na Konstanta a podobně.

2.4.1. Phillipsova křivka - regresní přímka

Vstupními hodnotami regresního modelu jsou hodnoty π_t inflace a u_t nezaměstnanosti za období od 1/1996 do 2/2009. Odhadují se parametry rovnice:

$$\pi_t = \beta_0 + \beta_1 u_t ; \beta_1 > 0 \quad (2.4)$$

Výstup z aplikace Microsoft Excel je následující:

Vícenásobný korelační koeficient	0,7759816
Index determinace I^2	0,6021475
Upravený index determinace	0,5995972
Chyba stř. hodnoty	2,0813454
Pozorování	158

Regresní statistika

MS Office Excel 2007 Analýza dat

Regresní přímka

Období 1/1996 - 2/2009

ANOVA	Stupně volnosti	SS	MS	F	Významnost F
Regrese	1	1022,807	1022,807	236,10511	4,913E-33
Rezidua	156	675,79179	4,3319986	0	0
Celkem	157	1698,5988	0	0	0

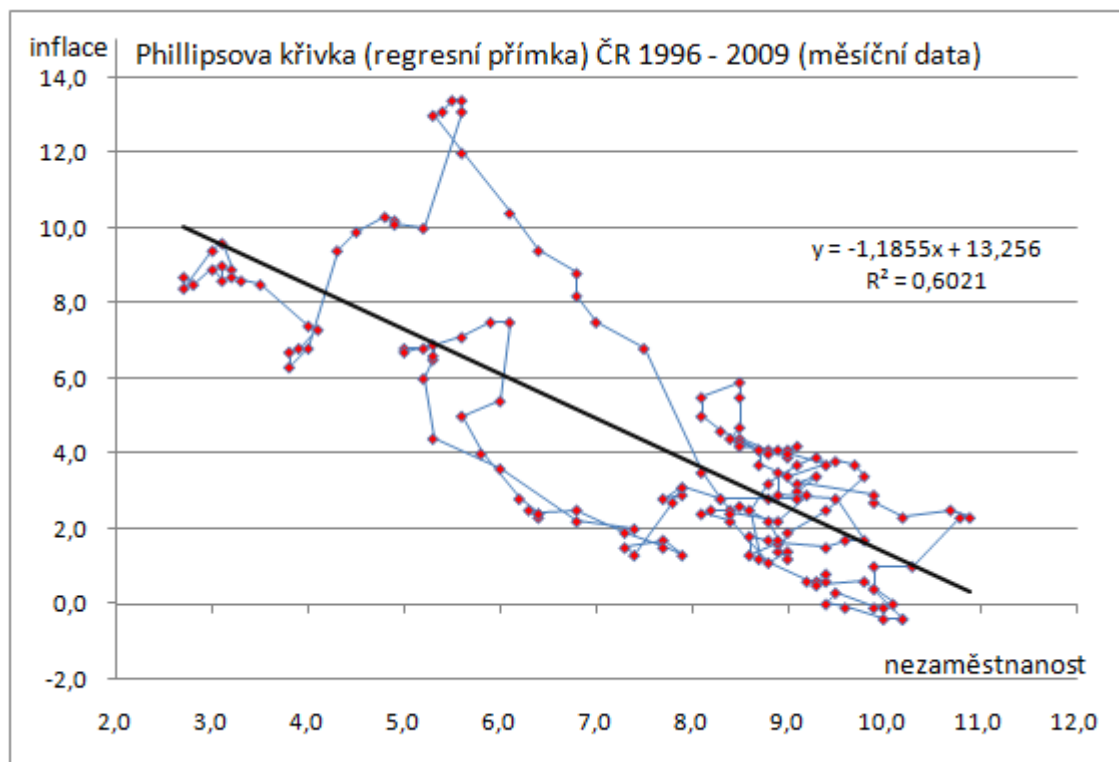
	Koeficienty	Chyba stř. hodnoty	t Stat	Hodnota P	Dolní 95%	Horní 95%
β_0 Konstanta	13,25555	0,6021287	22,01448	1,029E-49	12,066173	14,444928
β_1 Proměnná u	-1,185456	0,0771495	-15,36571	4,913E-33	-1,337849	-1,033064

Tab. 2 - MS Excel Regresní statistika (přímka) 1/1996 - 2/2009

Zdroj: Vlastní konstrukce.

Hodnota Indexu determinace je na pomezí relevantnosti. Říká, že se jedná spíše o silnější než slabší závislost, a říká, že 60 % rozptylu hodnot je vysvětleno stanoveným modelem, tj. že 60 % změn míry inflace je vysvětleno změnami míry nezaměstnanosti. Zbýlých 40 % je způsobeno jinými vlivy. Hodnoty F-testu a t-testu ukazují na statistickou významnost modelu. Rozmezí intervalu 95% spolehlivosti není příliš vysoké a říká, že s 95% pravděpodobností pokles míry nezaměstnanosti o 1 bod vyvolá pokles míry inflace o hodnoty v rozmezí intervalu 1,03 až 1,34. Hodnota míry nezaměstnanosti v případě nulové inflace je rovna 11,2 %. Jedná se o míru přirozené míry nezaměstnanosti a ze subjektivního pohledu je to hodnota poměrně vysoká.

Grafické znázornění Phillipsovy křivky ve tvaru regresní přímky pro celé zkoumané období je následující:



Obr. 14 - Phillipsova křivka ČR 1996 - 2009 (regresní přímka)

Zdroj: Vlastní konstrukce.

V další části práce jsou provedeny výpočty síly závislosti na dílčích obdobích. Zkoumané období je rozděleno na přibližně čtyřleté intervaly s ohledem na změnu metodiky ve výpočtu míry nezaměstnanosti související se vstupem do Evropské unie a s ohledem na ekonomický vývoj České republiky v uplynulých patnácti letech.

Období je rozděleno na tři bloky: 1/1996 - 12/2000, 1/2001 - 6/2004, 7/2004 - 2/2009.

Pro období 1/1996 - 12/2000 jsou statistické výpočty následující:

Vícenásobný korelační koeficient	0,7278725
Index determinace I^2	0,5297983
Upravený index determinace	0,5216914
Chyba stř. hodnoty	2,4512256
Pozorování	60

Regresní statistika

MS Office Excel 2007 Analýza dat

Regresní přímka

Období 1/1996 - 12/2000

ANOVA	Stupně volnosti	SS	MS	F	Významnost F
Regrese	1	392,66392	392,66392	65,351328	4,429E-11
Rezidua	58	348,49341	6,0085071	0	0
Celkem	59	741,15733	0	0	0

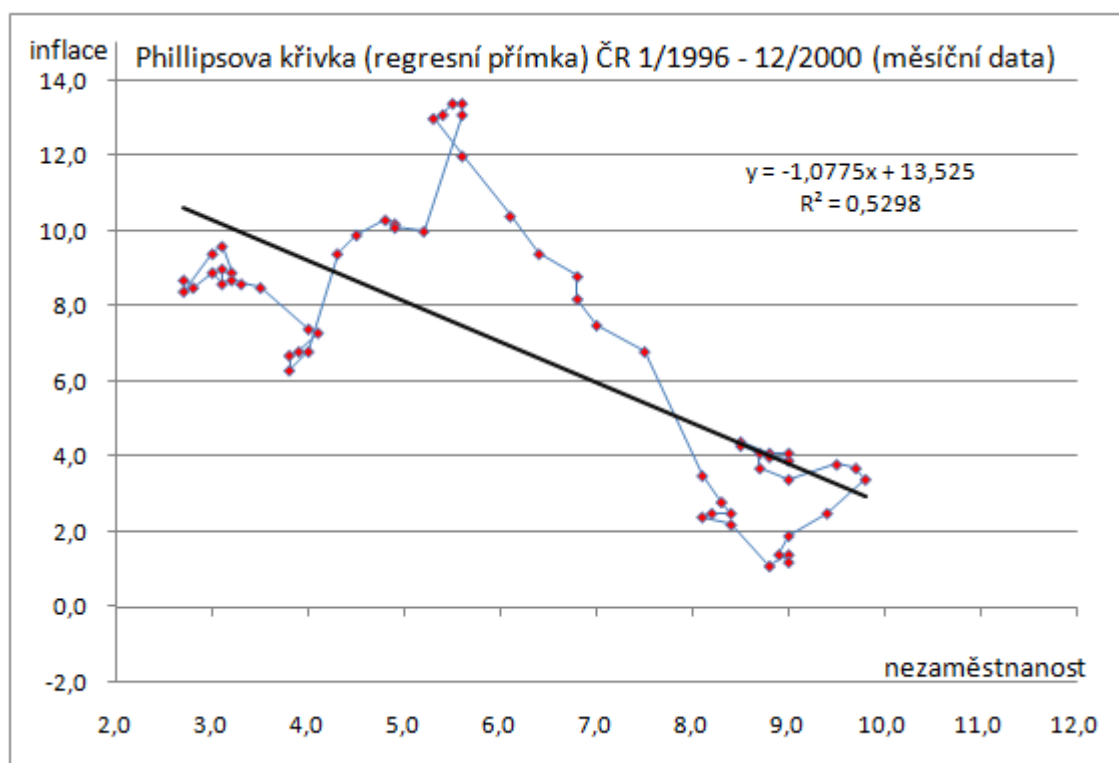
	Koeficienty	Chyba stř. hodnoty	t Stat	Hodnota P	Dolní 95%	Horní 95%
β_0 Konstanta	13,525013	0,8892758	15,20902	6,681E-22	11,744934	15,305092
β_1 Proměnná u	-1,077522	0,1332904	-8,084017	4,429E-11	-1,344331	-0,810712

Tab. 3 - MS Excel Regresní statistika (přímka) 1/1996 - 12/2000

Zdroj: Vlastní konstrukce.

Hodnoty indexu determinace pro první časový blok jsou o poznání horší a je třeba konstatovat, že v tomto období nelze závislost inflace a nezaměstnanosti potvrdit.

Z grafického vyjádření je snadné rozpoznat, že k nejvýznamnějšímu odchýlení hodnot kombinace inflace a nezaměstnanosti od navržené přímky došlo v roce 1998, kdy došlo jak k růstu nezaměstnanosti, tak k výraznějšímu nárůstu inflace.



Obr. 15 - Phillipsova křivka ČR 1996 - 2000 (regresní přímka)

Zdroj: Vlastní konstrukce.

V období 1/2001 - 6/2004 lze pozorovat tyto údaje o závislosti sledovaných proměnných:

Vícenásobný korelační koeficient	0,6489645
Index determinace I^2	0,4211549
Upravený index determinace	0,4066837
Chyba stř. hodnoty	1,5193726
Pozorování	42

Regresní statistika

MS Office Excel 2007 Analýza dat

Regresní přímka

Období 1/2001 - 6/2004

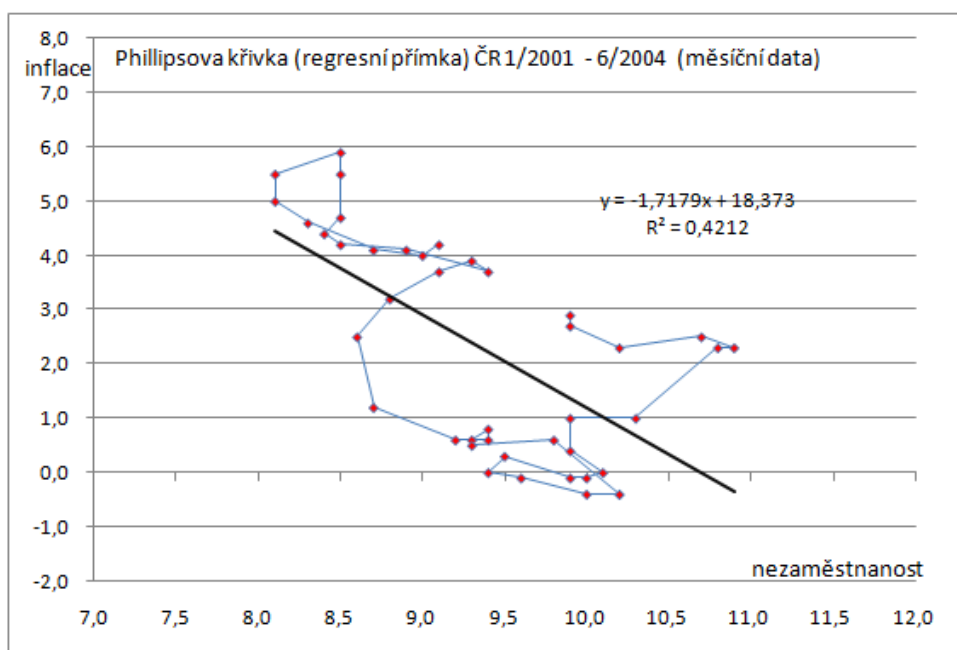
ANOVA	Stupně volnosti	SS	MS	F	Významnost F
Regrese	1	67,184328	67,184328	29,103111	3,342E-06
Rezidua	40	92,339719	2,308493	0	0
Celkem	41	159,52405	0	0	0

	Koeficienty	Chyba stř. hodnoty	t Stat	Hodnota P	Dolní 95%	Horní 95%
β_0 Konstanta	18,373469	2,9988055	6,1269292	3,134E-07	12,312657	24,434281
β_1 Proměnná u	-1,717945	0,3184487	-5,39473	3,342E-06	-2,361554	-1,074336

Tab. 4 - MS Excel Regresní statistika (přímka) 1/2001 - 6/2004

Zdroj: Vlastní konstrukce.

Ani druhé vybrané období nedopadlo ve zkoumání statistické závislosti proměnných nejlépe. Hodnota indexu determinace je v tomto případě ještě nižší než v období 1/1996 - 12/2000. Z grafického vyjádření je vidět, že míra inflace a nezaměstnanosti se nechová, jak by podle Phillipse měla, v obdobích první poloviny roku 2002, kdy dochází k poklesu nezaměstnanosti i inflace, a v začátku roku 2004, kdy naopak dochází k růstu jak míry nezaměstnanosti, tak míry inflace.



Obr. 16 - Phillipsova křivka ČR 2001 - 2004 (regresní přímka)

Zdroj: Vlastní konstrukce.

Posledním dílčím obdobím je období od 7/2004 do 2/2009.

Vícenásobný korelační koeficient	0,7156834
Index determinace I^2	0,5122027
Upravený index determinace	0,5031694
Chyba stř. hodnoty	1,3132706
Pozorování	56

Regresní statistika
MS Office Excel 2007 Analýza dat

Regresní přímka
Období 7/2004 - 2/2009

ANOVA	Stupně volnosti	SS	MS	F	Významnost F
Regrese	1	97,792304	97,792304	56,701724	5,68E-10
Rezidua	54	93,132696	1,7246796	0	0
Celkem	55	190,925	0	0	0

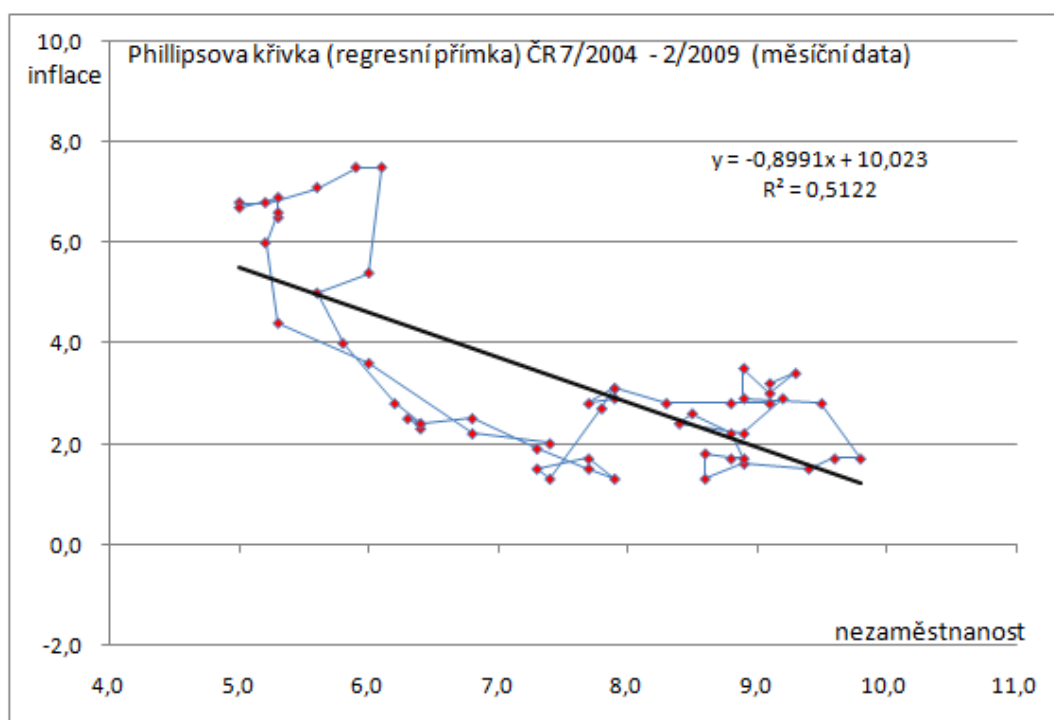
	Koeficienty	Chyba stř. hodnoty	t Stat	Hodnota P	Dolní 95%	Horní 95%
β_0 Konstanta	10,023103	0,9066622	11,054948	1,744E-15	8,2053548	11,840851
β_1 Proměnná u	-0,899074	0,1193981	-7,530055	5,68E-10	-1,138453	-0,659695

Tab. 5 - MS Excel Regresní statistika (přímka) 7/2004 - 2/2009

Zdroj: Vlastní konstrukce.

Ani v tomto dílčím období nebyla prokázána silnější závislost obou sledovaných proměnných.

Grafické zobrazení posledního časového bloku od poloviny roku 2004 do začátku roku 2009 je následující.



Obr. 17 - Phillipsova křivka ČR 2004 - 2009 (regresní přímka)

Zdroj: Vlastní konstrukce.

Při použití regresní přímky jako vysvětlující funkce závislosti míry inflace a míry nezaměstnanosti bylo dosaženo uspokojivějších výsledků pouze za celé zkoumané období. Regresní přímka byla nejjednodušší možnou funkcí, kterou bylo možné použít při zkoumání závislosti. Pro hodnoty nulové inflace funkce nabývala poměrně vysoké hodnoty nezaměstnanosti.

2.4.2. Phillipsova křivka - regresní hyperbola

Hyperbola je podle teorie další možnou funkcí pro odhad modelu Phillipsovy křivky. Vstupními daty jsou opět pouze hodnoty π_t inflace a u_t nezaměstnanosti. Odhadují se parametry rovnice:

$$\pi_t = \beta_0 + \beta_1(u_t)^{-1} ; \beta_0 < 0 , \beta_1 > 0 \quad (2.5)$$

Pro celé zkoumané období 1996 - 2009 je výstup regresní statistiky z aplikace Microsoft Excel je následující:

Vícenásobný korelační koeficient	0,6970372
Index determinace I^2	0,4858608
Upravený index determinace	0,4825651
Chyba stř. hodnoty	2,3660474
Pozorování	158

Regresní statistika

MS Office Excel 2007 Analýza dat

Regresní hyperbola

Období 1/1996 - 2/2009

ANOVA	Stupně volnosti	SS	MS	F	Významnost F
Regrese	1	825,28264	825,28264	147,4198	2,648E-24
Rezidua	156	873,31616	5,5981805	0	0
Celkem	157	1698,5988	0	0	0

	Koeficienty	Chyba stř. hodnoty	t Stat	Hodnota P	Dolní 95%	Horní 95%
β_0 Konstanta	-0,985449	0,4788183	-2,058086	0,0412457	-1,931253	-0,039645
β_1 Proměnná u	35,499356	2,9237658	12,141655	2,648E-24	29,724079	41,274634

Tab. 6 - MS Excel Regresní statistika (hyperbola) 1/1996 - 2/2009

Zdroj: Vlastní konstrukce.

Rovnice regresní hyperboly má tvar:

$$\pi_t = -0,985 + 35,499(u_t)^{-1} ; R^2 = 0,486 \quad (2.6)$$

Hodnoty znamének jsou podle očekávání v souladu s modelem, hodnota indexu determinace je ale velmi nízká. Je dokonce nižší než v případě regresní přímky.

Pro první dílčí období od 1/1996 do 12/2000 je výstup regresní statistiky:

Vícenásobný korelační koeficient	0,567608
Index determinace I^2	0,3221788
Upravený index determinace	0,3104922
Chyba stř. hodnoty	2,9430577
Pozorování	60

Regresní statistika

MS Office Excel 2007 Analýza dat

Regresní hyperbola

Období 1/1996 - 12/2000

ANOVA	Stupně volnosti	SS	MS	F	Významnost F
Regrese	1	238,78518	238,78518	27,568288	2,252E-06
Rezidua	58	502,37216	8,6615889	0	0
Celkem	59	741,15733	0	0	0

	Koeficienty	Chyba stř. hodnoty	t Stat	Hodnota P	Dolní 95%	Horní 95%
β_0 Konstanta	2,2542874	0,946625	2,3813944	0,02055	0,3594117	4,1491631
β_1 Proměnná u	23,860523	4,5443844	5,2505512	2,252E-06	14,763949	32,957097

Tab. 7 - MS Excel Regresní statistika (hyperbola) 1/1996 - 12/2000

Zdroj: Vlastní konstrukce.

Odhad parametrů v rovnici nemá očekávaná znaménka, hodnota indexu determinace je velmi nízká. Je nutné takto sestavený model pro toto období odmítnout.

Výpočet pro druhé období je následující:

Vícenásobný korelační koeficient	0,6798786
Index determinace I^2	0,4622348
Upravený index determinace	0,4487907
Chyba stř. hodnoty	1,4644664
Pozorování	42

Regresní statistika

MS Office Excel 2007 Analýza dat

Regresní hyperbola

Období 12/2000 - 6/2004

ANOVA	Stupně volnosti	SS	MS	F	Významnost F
Regrese	1	73,737574	73,737574	34,381912	7,35E-07
Rezidua	40	85,786474	2,1446618	0	0
Celkem	41	159,52405	0	0	0

	Koeficienty	Chyba stř. hodnoty	t Stat	Hodnota P	Dolní 95%	Horní 95%
β_0 Konstanta	-14,60176	2,882017	-5,066506	9,576E-06	-20,42653	-8,776984
β_1 Proměnná u	157,189	26,807551	5,8636091	7,35E-07	103,00892	211,36908

Tab. 8 - MS Excel Regresní statistika (hyperbola) 12/2000 - 6/2004

Zdroj: Vlastní konstrukce.

V druhém sledovaném období jsou sice znaménka parametrů v pořádku, index determinace je nízký a proto je nutné tento model pro posuzované období odmítnout.

Třetím posledním obdobím je 7/2004 - 2/2009:

Vícenásobný korelační koeficient	0,7767153
Index determinace I^2	0,6032866
Upravený index determinace	0,5959401
Chyba stř. hodnoty	1,1843306
Pozorování	56

Regresní statistika

MS Office Excel 2007 Analýza dat

Regresní hyperbola

Období 7/2004 - 2/2009

ANOVA	Stupně volnosti	SS	MS	F	Významnost F
Regrese	1	115,1825	115,1825	82,118425	1,983E-12
Rezidua	54	75,742502	1,4026389	0	0
Celkem	55	190,925	0	0	0

	Koeficienty	Chyba stř. hodnoty	t Stat	Hodnota P	Dolní 95%	Horní 95%
β_0 Konstanta	-3,388016	0,7575108	-4,472564	4,015E-05	-4,906734	-1,869298
β_1 Proměnná u	47,931088	5,2892851	9,0619217	1,983E-12	37,326709	58,535466

Tab. 9 - MS Excel Regresní statistika (hyperbola) 7/2004 - 2/2009

Zdroj: Vlastní konstrukce.

Hodnoty znamének jsou podle očekávání. Hodnoty indexu determinace jsou sice lepší než v druhém sledovaném období, jsou ale stále velmi nízké, a je nutné stejně jako v předchozích případech model regresní hyperboly pro dané období odmítnout.

Použití modelu regresní hyperboly nepřineslo lepší výsledky než v předchozím případě vysvětlení vztahu inflace a nezaměstnanosti pomocí přímky. Bude tedy vhodné zahrnout do rovnice původní Phillipsovy křivky další proměnnou - očekávanou inflaci.

2.5. Phillipsova křivka pro Českou republiku - neoklasický model

V neoklasickém modelu Phillipsovy křivky vstupuje do vztahu další proměnná, a to očekávaná inflace. Rovnice Phillipsovy křivky je možné psát takto:

$$\pi_t = \beta_0 + \beta_1 u_t + \beta_2 \pi_t^e; \beta_1 < 0, \beta_2 > 0 \quad (2.7)$$

kde π_t je hodnota inflace, u_t míra nezaměstnanosti, β_0 , β_1 a β_2 hodnoty parametrů odhadované regresní roviny a π_t^e míra očekávané inflace. Pro výpočet hodnot míry očekávané inflace je možné použít vztah:

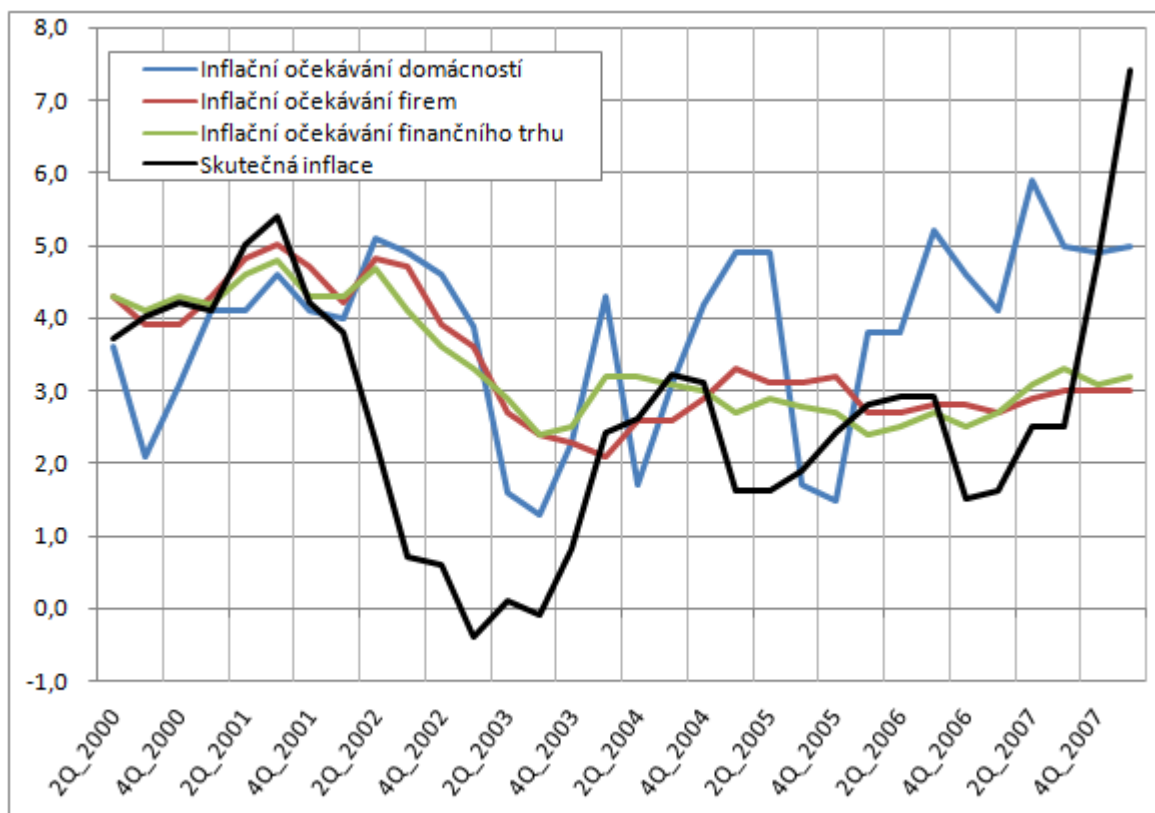
$$\pi_t^e = g \pi_t + (1 - g) \pi_{t-1}^e \quad (2.8)$$

Hodnoty očekávané inflace se vypočítávají podle rovnice (2.8) na základě adaptivního očekávání, kde se hodnota skutečné inflace ve sledovaném období upravuje o část hodnoty očekávané inflace předchozího období. Problematické v tomto případě je stanovení koeficientu g , které znamená, jak velkou váhu autor přikládá současné inflaci a jak velkou hodnotě očekávané inflace předcházejícího období. Jinou možností je využít hodnot očekávané inflace, které od roku 1999 zveřejňuje v databázi ARAD Česká národní banka. Tyto hodnoty získává ČNB vlastním statistickým šetřením. Od domácností formou dotazníkové ankety, od nefinančních korporací a firem formou e-mailových dotazů a u podniků finančního trhu formou standardizovaných dotazníkových formulářů.

2.5.1. Výpočet hodnot očekávané inflace

Pro sledované období 1996 - 2009 nejsou k dispozici použitelná měsíční data ze statistických šetření. Využitelná jsou pouze data od roku 1999 zjišťovaná u tří skupin subjektů - domácností, nefinančních podniků a finančních podniků. Od prvních dvou skupin jsou k dispozici data s čtvrtletní periodicitou, od finančních podniků s měsíční. Hodnoty očekávané inflace zjišťuje Česká národní banka s výhledem na 12 a na 36 měsíců. Srovnání hodnot očekávané inflace se skutečnou inflací je v tabulce v příloze C. Hodnoty očekávané inflace pro dané čtvrtletí jsou hodnoty zjištěné (dotazované) před 12 měsíci, tj. jsou to hodnoty výhledu na dané čtvrtletí uvedené v prvním sloupci. Pro podniky finančního trhu platí, že vždy tři jejich měsíční výhledy byly zprůměrovány. Hodnoty skutečné inflace jsou hodnoty průměrné inflace za uplynulé čtvrtletí (cenový index

meziročního srovnání). Toto srovnání by mělo zabezpečit konzistenci a srovnatelnost jednotlivých údajů. Grafické vyjádření ukazuje odchylky očekávání od skutečné inflace.



Obr. 18 - Srovnání inflačního očekávání a skutečné inflace

Zdroj: Data - inflační očekávání ČNB, skutečná inflace ČSÚ. Graf - vlastní konstrukce.

Pohledem na graf by se mohlo subjektivně zdát, že nejlépe vycházejí hodnoty očekávané inflace domácnostem. Sílu závislosti číselných řad je možné ověřit výpočtem hodnoty korelace mezi časovými řadami podle vztahu:

$$r_{xy} = \frac{\sum_{t=1}^n (x_t - \bar{x}) \cdot (y_t - \bar{y})}{s_x \cdot s_y} ; r_{xy} \in < -1; 1 > \quad (2.9)$$

Výpočet lze provést vzorcem MS Excel CORREL(pole1;pole2). Dalším ukazatelem pro určení nejspolehlivějšího subjektu pro předvídání inflace může být střední čtvercová chyba odhadu M.S.E. (Mean Squared Error), která říká, jak přesně vystihují odhadované hodnoty skutečnou časovou řadu. Nižší hodnoty M.S.E. ukazují na menší rozdíl a lepší výsledek odhadu. M.S.E. se počítá podle vztahu:

$$M.S.E. = \frac{\sum_{t=1}^n (y_t - \hat{y}_t)^2}{n} \quad (2.10)$$

V MS Excel je možné stanovit hodnoty M.S.E. pomocí vzorce: =DEVSQ(pole1)/POČET(pole1). Hodnoty koeficientu korelace a střední čtvercové chyby odhadu jsou pro všechny tři subjekty, které vykazují inflační očekávání České národní banky následující:

	CORREL	M.S.E.
Domácnosti	0,257	3,353
Nefinanční podniky	0,334	2,631
Finanční sektor	0,461	2,274

Tab. 10 - Inflační očekávání zjišťovaná ČNB - zhodnocení

Zdroj: Data pro výpočet - inflační očekávání ČNB, skutečná inflace ČSÚ. Výpočet - vlastní.

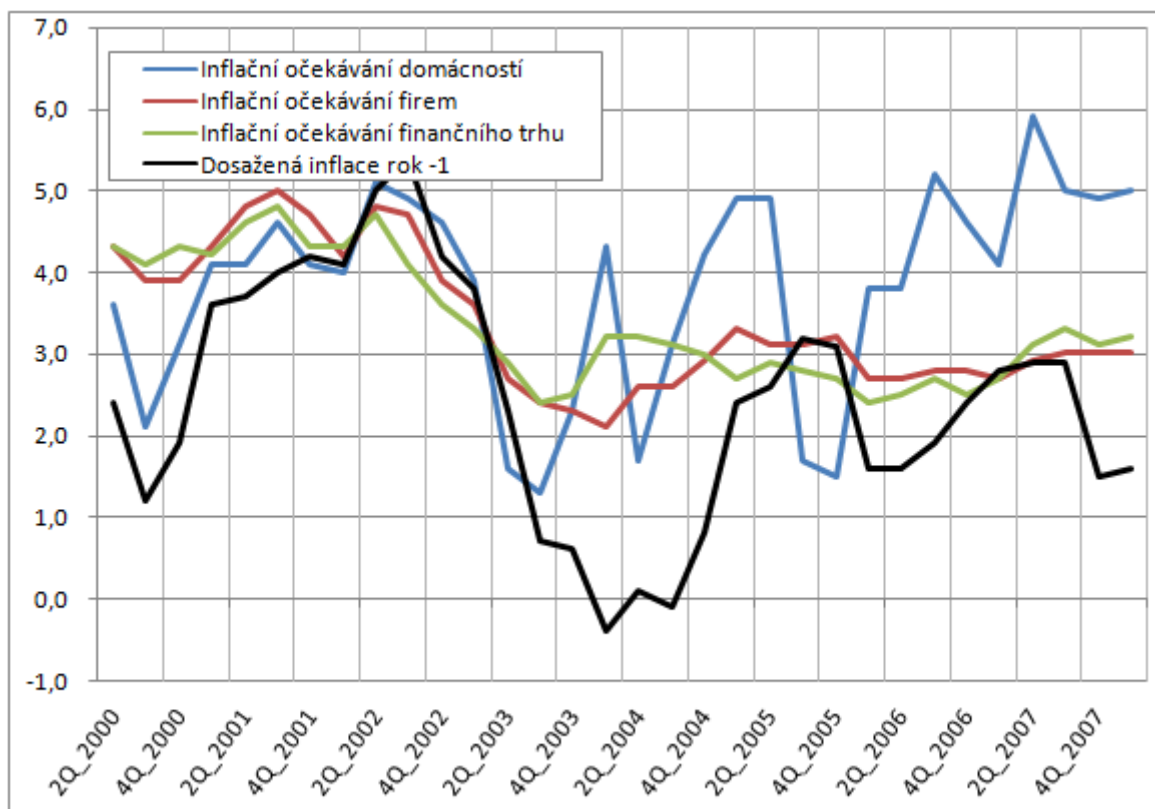
Nejpřesnější odhady vykazují podniky finančního sektoru.

Předmětem zkoumání Phillipsových křivek je období 1996 - 2009, pro které nejsou k dispozici hodnoty očekávané inflace. Hodnoty očekávané inflace jsou k dispozici až od roku 1999 od tří různých subjektů v různé periodicitě zjišťování a s různou mírou úspěšnosti. Tak, jak jsou zjišťovány a vykazovány, nejsou příliš vhodné k použití pro statistické výpočty srovnatelné s výpočty v odstavcích 2.4.1. a 2.4.2., které byly provedeny na datech s měsíční periodicitou za celé sledované období. Alternativou použití hodnot získaných statistickým šetřením je výpočet hodnot očekávané inflace podle rovnice 2.8. Podle této rovnice není problém vypočítat hodnoty měsíční očekávané inflace pro celé zkoumané období za předpokladu, že bude správně stanoven koeficient adaptace g . Koeficient adaptace g , v některé literatuře [5] označován písmenem j , vyjadřuje sílu setrvačnosti inflace. Jeho hodnoty ukazují, jak rychle se přizpůsobuje očekávaná inflace skutečným hodnotám inflace. Nízké hodnoty znamenají pomalé změny inflačního očekávání ve vztahu ke skutečné míře inflace. Hodnota koeficientu g vyjádřená z rovnice 2.8:

$$g = \frac{\pi_t^e - \pi_{t-1}^e}{\pi_t - \pi_{t-1}^e}; g \in < 0; 1 > \quad (2.11)$$

Makroekonomické modely České národní banky používané pro prognózu vývoje míry inflace počítají s koeficientem $g = 0,9$. Takto vysoká hodnota koeficientu říká, že inflační

očekávání jsou z 90 % tvořena na základě posledního vývoje inflace a z menší části (10 %) na základě prognózy odhadovaného budoucího vývoje. K potvrzení tohoto předpokladu nelze použít tabulku srovnávající odhad budoucího vývoje se skutečnou v budoucnu dosaženou hodnotou inflace (viz příloha C), ale tabulku, která srovnává hodnoty očekávané inflace (za 12 měsíců) s hodnotami právě dosažených aktuálních hodnot inflace. Toto srovnání je v tabulce v příloze D.



Obr. 19 - Srovnání inflačního očekávání s právě dosaženou mírou inflace

Zdroj: Data - inflační očekávání ČNB, skutečná inflace ČSÚ. Graf - vlastní konstrukce.

Již z grafu je patrné, že současná míra dosažené inflace ovlivňuje inflační očekávání jednotlivých dotazovaných subjektů. Hodnoty korelačního koeficientu a střední čtvercové chyby odhadu (v tomto případě rozdílu odhadu na příští období s obdobím aktuálním) jsou v tabulce č. 11:

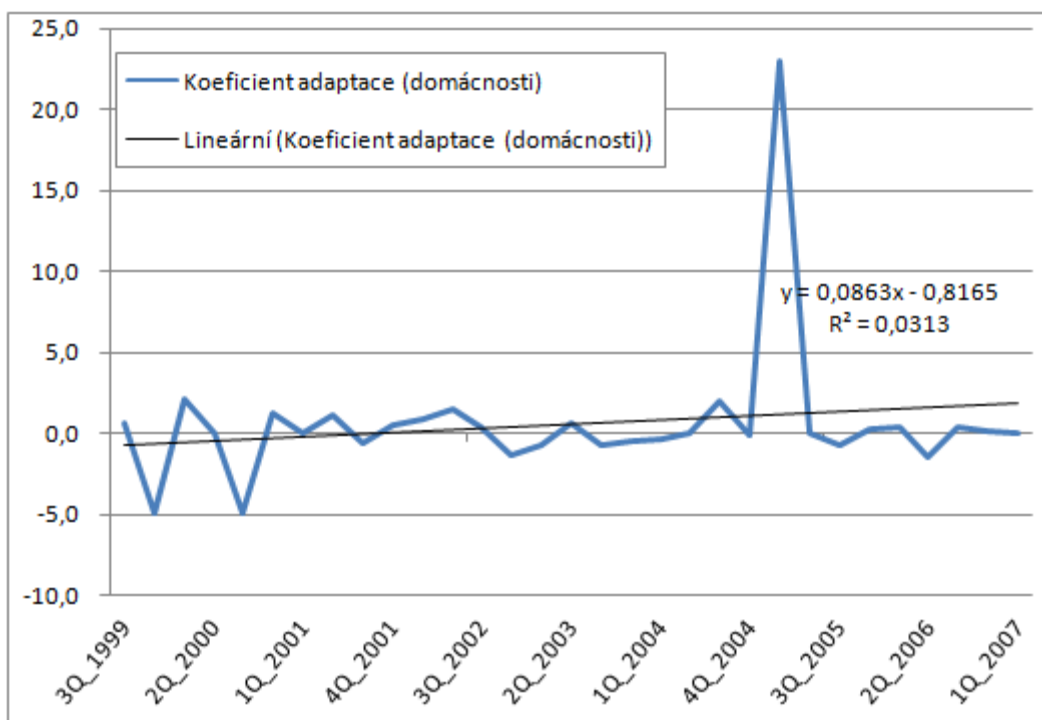
	CORREL	M.S.E.
Domácnosti	0,368	2,331
Nefinanční podniky	0,781	0,914
Finanční sektor	0,547	1,477

Tab. 11 - Závislost inflačního očekávání a aktuální míry inflace

Zdroj: Data pro výpočet - inflační očekávání ČNB, skutečná inflace ČSÚ. Výpočet - vlastní.

Za zmínku stojí porovnání inflačního očekávání podniků s finančním sektorem. Hodnota korelačního koeficientu při porovnání obou časových řad dosahuje 0,903 a ukazuje na silnou lineární závislost. Hodnoty inflačního očekávání získané statistickým šetřením mohou posloužit jako podklad pro výpočet koeficientu adaptace g na kratším časovém období a poté tento koeficient použít pro výpočet měsíčních hodnot očekávané inflace ze vztahu 2.8 na celé posuzované období. Díky tomu by bylo možné získat hodnoty očekávané inflace jako další vstupující proměnné do modelu Phillipsovy křivky. Výběr časové řady pro výpočet koeficientu g je možné uvažovat podle charakteristiky dotazovaného subjektu, podle míry úspěšnosti odhadu a na základě teoretických předpokladů podle míry závislosti právě dosažené inflace a budoucího inflačního odhadu. Podle míry úspěšnosti odhadů inflace je nejvhodnějším kandidátem časová řada zjišťovaná podniky finančního trhu, resp. analytiky, kteří jsou nejlépe informováni a jsou pro takové odhady nejlépe kvalifikovaní. Nejsou ale skupinou, která by měla vliv na budoucí skutečné chování subjektů na trhu, na skutečnou cenovou tvorbu. Jejich vliv je nepřímý a to tím, že na základě jejich měsíčně zjišťovaných hodnot se pravděpodobně orientují firmy, které vykazují podobné hodnoty, tj. jsou na informacích finančních expertů závislé. Podniky už jsou daleko významnějšími hráči na trhu s přímým vlivem na změny míry inflace, potažmo míry nezaměstnanosti. Inflační očekávání domácností se více odchyluje od budoucích skutečně dosažených hodnot míry inflace, což ale nemění fakt, že i podle nepřesných odhadů budoucí míry inflace se domácnosti jako subjekty na trhu řídí. Podle názoru autora práce je vhodné stanovit hodnotu koeficientu podle hodnot očekávané inflace podle podniků nefinančního sektoru a podle domácností. Data lze vzájemně porovnat a poté je možné učinit rozhodnutí, jakou hodnotu koeficientu g je nejvhodnější použít pro výpočet měsíčních hodnot inflačního očekávání pro celé zkoumané období, případně jestli by bylo vhodné použít měnlivé hodnoty g stanovené na základě určené trendové funkce. Tabulka s

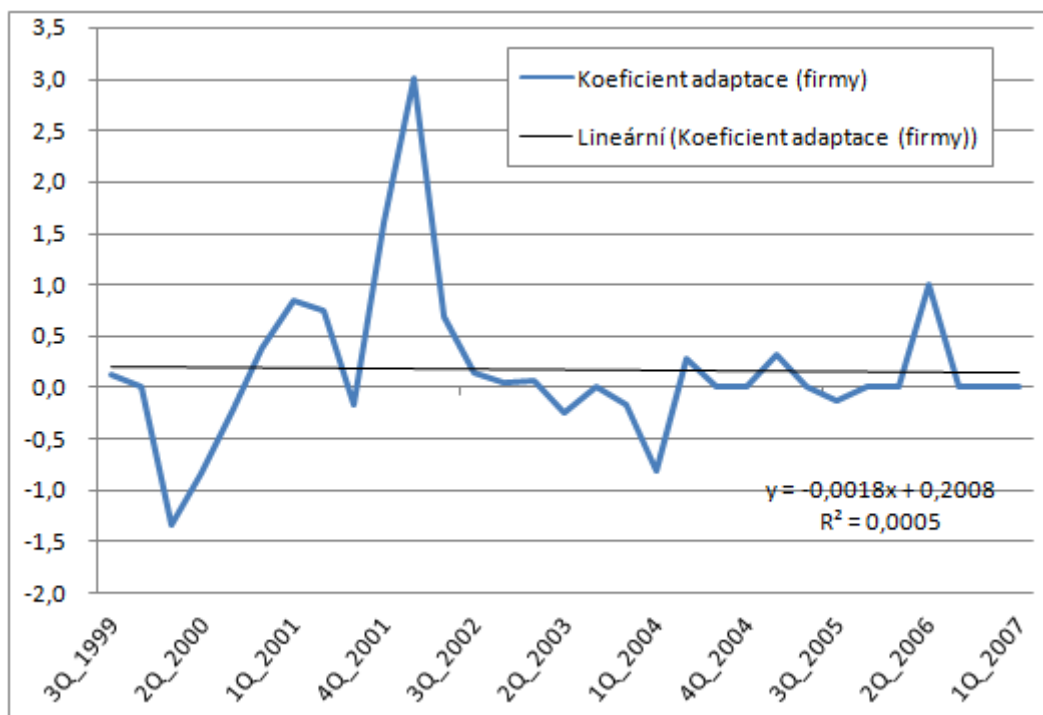
výpočty koeficientů g podle inflačních očekávání zjišťovaných u domácností je v příloze E, výpočet podle inflačních očekávání nefinančních podniků v příloze F. Výpočty byly provedeny podle rovnice 2.11. Z obou tabulek je na první pohled zřejmé, že ve svých očekáváním se ani domácnosti ani podniky zpravidla neřídí hodnotami aktuální inflace korigované o část hodnot svého předchozího očekávání. Hodnoty vypočteného koeficientu g jsou v mnoha případech proti předpokladu mimo interval od 0 do 1. Graficky vyjádřeno včetně proložení lineárním trendem jsou vypočtené hodnoty koeficientu g následující:



Obr. 20 - Koeficient adaptace g podle statisticky zjišťovaných inflačních očekávání domácností

Zdroj: Data - inflační očekávání ČNB, skutečná inflace ČSÚ. Graf - vlastní konstrukce.

Z grafu je zřejmé, že hodnoty koeficientu jsou mimo očekávaný interval a mají, zvláště v jednom případě, veliké výkyvy. Nicméně je pozorovatelný mírně rostoucí trend, který je znázorněný lineární funkcí. Tato funkce je ale pro vysvětlení časové řady vzhledem k velmi nízké hodnotě determinačního indexu nepoužitelná. Průměrná hodnota koeficientu adaptace g je v tomto případě 0,56. Na dalším obrázku jsou zobrazeny vypočtené hodnoty koeficientu adaptace na základě zjišťování u nefinančních podniků.



Obr. 21 - Koeficient adaptace g podle statisticky zjišťovaných inflačních očekávání podniků

Zdroj: Data - inflační očekávání ČNB, skutečná inflace ČSÚ. Graf - vlastní konstrukce.

Podobně jako v předchozím případě jsou hodnoty koeficientu mimo očekávaný interval. Lineární trend je také svou vypovídací schopností nepoužitelný. Průměrná hodnota koeficientu g je 0,17.

Vzhledem k rozporupným výsledkům výpočtu koeficientu adaptace g na základě výběrových šetření prováděných Českou národní bankou se zdá jako vhodnější varianta použít fixní hodnoty koeficientu. Na základě porovnání inflačních očekávání s hodnotami v budoucnosti dosažených hodnot a s obdobím aktuálním, se autorovi práce zdá jako přijatelné použít hodnotu koeficientu 0,9 používaného v makroekonomických modelech České národní banky. ČNB ve svých modelech inflační očekávání odhaduje. Nepoužívá přímo inflační očekávání získaná statistickým šetřením. Podle vyjádření ČNB ve zprávě o inflaci je důvodem nezahrnutí statistických šetření do modelového aparátu v tom, že citováno ze zprávy "statistické měření inflačních očekávání je spojeno s mnoha nedokonalostmi, které způsobují, že měřená očekávání nemusí odpovídat skutečným a že jsou značně kolísavá. Modelový aparát předpokládá, že inflační očekávání jsou tvořena

převážně (z 90 %) na základě posledního vývoje inflace, z menší části (10 %) pak na základě prognózou odhadovaného budoucího vývoje inflace." [9].

Hodnoty inflačního očekávání vypočtené za použití koeficientu adaptace 0,9 jsou uvedeny v tabulce v příloze G. V tabulce jsou zároveň hodnoty aktuálně dosahované inflace a nezaměstnanosti, tj. vše potřebné pro sestavení Phillipsovy křivky.

2.5.2. Sestavení Phillipsovy křivky - neoklasický model

Jak již bylo zmíněno v úvodu kapitoly 2.5, do rovnice Phillipsovy křivky vstupuje navíc proměnná očekávaná inflace. Vstupními hodnotami regresního modelu jsou hodnoty π_t inflace u_t nezaměstnanosti a π_t^e očekávané inflace. Odhadují se parametry β_0 , β_1 a β_2 . Rovnice pro sestavení Phillipsovy křivky:

$$\pi_t = \beta_0 + \beta_1 u_t + \beta_2 \pi_t^e ; \beta_1 < 0, \beta_2 > 0 \quad (2.7)$$

Vstupní hodnoty pro odhad parametrů jsou v tabulce v příloze G. Pro jejich výpočet je použit opět statistický modul programu MS Excel, kde na rozdíl od předchozích případů regresní přímky a hyperboly, vstupují do výpočtu dvě nezávisle proměnné. Výstup z aplikace MS Excel je v tabulce č. 12:

Vícenásobný korelační koeficient	0,9780399
Index determinace I^2	0,9565621
Upravený index determinace	0,9560016
Chyba stř. hodnoty	0,6899443
Pozorování	158

Regresní statistika

MS Office Excel 2007 Analýza dat

Regresní rovina

Období 1/1996 - 2/2009

ANOVA	Stupně volnosti	SS	MS	F	Významnost F
Regrese	2	1624,8152	812,40761	1706,6559	2,72E-106
Rezidua	155	73,783578	0,4760231	0	0
Celkem	157	1698,5988	0	0	0

	Koeficienty	Chyba stř. hodnoty	t Stat	Hodnota P	Dolní 95%	Horní 95%
β_0 Konstanta	0,796283	0,4032206	1,9748076	0,0500664	-0,000234	1,5927998
β_1 Proměnná u	-0,075417	0,040353	-1,868938	0,0635184	-0,15513	0,0042956
β_2 Proměnná π^e	0,9366429	0,0263382	35,562084	1,937E-76	0,8846147	0,9886711

Tab. 12 - MS Excel Regresní statistika (rovina) 1/1996 - 2/2009

Zdroj: Vlastní konstrukce

Rovnice odhadované regresní roviny je podle výpočtu v MS Excel následující:

$$\hat{\pi}_t = 0,796 - 0,075u_t + 0,937\pi_t^e \quad (2.12)$$

Hodnoty znamének parametrů jsou v souladu s ekonomickou teorií. Hodnota determinačního indexu dosahuje hodnoty 0,96 a to je o mnoho víc než v případě předchozích modelů. Znamená to, že nezávisle proměnné nezaměstnanost a očekávaná inflace v takto sestavené rovnici vysvětlují 96 % celkového rozptylu skutečné míry inflace za sledované období. Vhodnost modelu určuje F-test zabývající se statistickou významností celého modelu. Hodnota významnosti F-testu 2,72E-106 je menší 0,05, což znamená, že model je s jistotou 95 % statisticky významný a lze jej pro zkoumaná data použít. Dílčí t-testy hodnotí statistickou významnost jednotlivých regresních parametrů. Porovnáním hodnoty P u parametrů β_0 , β_1 a β_2 můžeme tvrdit, že s jistotou 95 % je pouze parametr β_2 je statisticky významný. Hodnoty P u prvních dvou regresních parametrů jsou vyšší než 0,05. To by mohlo ukazovat na multikolinearitu nezávisle proměnných u_t nezaměstnanosti a π_t^e očekávané inflace. Vypočtený index korelace mezi proměnnými na pravé straně rovnice je v absolutní hodnotě roven 0,77. To ukazuje na silnější závislost. V případě multikolinearity vysvětlujících proměnných se doporučuje jednu z těchto proměnných z modelu vyloučit. To by v případě modelu s pouze dvěma proměnnými znamenalo odmítnutí takto postaveného modelu. Další možností je model změnit. Jako nejjednodušší možná změna se jeví použití odmocniny, sudých mocnin proměnné π_t^e očekávané inflace. Při těchto změnách modelu Phillipsovy křivky lze očekávat snížení vypovídací schopnosti funkce - determinačního indexu, ale i změnu (zvýšení) statistické významnosti regresních koeficientů. Pokud dojde k posunu ve významnosti koeficientů současně za uspokojivé hodnoty determinačního indexu, je možné nalézt vhodnější řešení stanovení funkce Phillipsovy křivky za zkoumané období. První upravenou rovnicí 2.7 je následující vztah za použití druhé odmocniny:

$$\pi_t = \beta_0 + \beta_1 u_t + \beta_2 (\pi_t^e)^{\frac{1}{2}}; \beta_1 < 0, \beta_2 > 0 \quad (2.13)$$

Výsledek výpočtů je v následující tabulce. Pro záporné hodnoty očekávané inflace v časové řadě byla uvažována v přepočítané časové řadě očekávané inflace hodnota 0. Jedná se o celkem 8 hodnot v rozmezí od -0,4 do 0. Podle autora práce se nejedná o významné zkreslení výpočtu.

Vícenásobný korelační koeficient	0,9420018
Index determinace I^2	0,8873675
Upravený index determinace	0,8859142
Chyba stř. hodnoty	1,1109933
Pozorování	158

Regresní statistika

MS Office Excel 2007 Analýza dat

$$\pi_t = \beta_0 + \beta_1 u_t + \beta_2 (\pi_t^e)^{\frac{1}{2}}$$

Období 1/1996 - 2/2009

ANOVA	Stupně volnosti	SS	MS	F	Významnost F
Regrese	2	1507,2813	753,64067	610,57837	3,191E-74
Rezidua	155	191,31746	1,2343062	0	0
Celkem	157	1698,5988	0	0	0

	Koeficienty	Chyba stř. hodnoty	t Stat	Hodnota P	Dolní 95%	Horní 95%
β_0 Konstanta	0,0519165	0,7399072	0,0701662	0,9441518	-1,409687	1,5135197
β_1 Proměnná u	-0,242479	0,0629393	-3,852583	0,0001707	-0,366808	-0,118149
β_2 Proměnná π^e	3,1812439	0,1605732	19,8118	2,528E-44	2,8640497	3,4984382

Tab. 13 - MS Excel Regresní statistika (rovnice 2.13) 1/1996 - 2/2009

Zdroj: Vlastní konstrukce

Rovnice Phillipsovy křivky podle této varianty je:

$$\hat{\pi}_t = 0,052 - 0,242u_t + 3,181(\pi_t^e)^{\frac{1}{2}} \quad (2.14)$$

Znaménka neodporují teoretickým požadavkům. Hodnota indexu determinace se snížila z 0,96 na 0,89. To znamená snížení vypovídací schopnosti modelu, které ale není zásadní. Významnost modelu podle F-testu je potvrzena. Statistická významnost regresních koeficientů je potvrzena pouze u β_1 a β_2 . Proto je nutné model odmítnout. Další variantou je použití druhé mocniny, tj. vztah:

$$\pi_t = \beta_0 + \beta_1 u_t + \beta_2 (\pi_t^e)^2; \beta_1 < 0, \beta_2 > 0 \quad (2.15)$$

Pro takto sestavenou rovnici je výsledek statistických výpočtů následující:

Vícenásobný korelační koeficient	0,9515691
Index determinace I^2	0,9054837
Upravený index determinace	0,9042641
Chyba stř. hodnoty	1,017731
Pozorování	158

Regresní statistika

MS Office Excel 2007 Analýza dat

$$\pi_t = \beta_0 + \beta_1 u_t + \beta_2 (\pi_t^e)^2$$

Období 1/1996 - 2/2009

ANOVA	Stupně volnosti	SS	MS	F	Významnost F
Regrese	2	1538,0535	769,02673	742,46407	3,997E-80
Rezidua	155	160,54534	1,0357764	0	0
Celkem	157	1698,5988	0	0	0

	Koeficienty	Chyba stř. hodnoty	t Stat	Hodnota P	Dolní 95%	Horní 95%
β_0 Konstanta	5,3378933	0,4612037	11,573829	1,015E-22	4,4268373	6,2489492
β_1 Proměnná u	-0,382169	0,0521563	-7,327373	1,209E-11	-0,485198	-0,27914
β_2 Proměnná π^e	0,0624769	0,0028012	22,303576	3,072E-50	0,0569434	0,0680104

Tab. 14 - MS Excel Regresní statistika (rovnice 2.15) 1/1996 - 2/2009

Zdroj: Vlastní konstrukce

Přepis rovnice 2.15 podle dosažených výsledků je:

$$\hat{\pi}_t = 5,338 - 0,382u_t + 0,062(\pi_t^e)^2 \quad (2.16)$$

Hodnota znamének je v souladu s předpoklady. Hodnota indexu determinace je 0,905. To je horší než v případě použití původního modelu podle rovnice 2.12, ale je to lepší hodnota než v případě modelu s druhou odmocninou očekávané inflace. Statistická významnost modelu je podle F-testu potvrzena. Významnost regresních koeficientů je podle tohoto modelu ve všech případech také potvrzena. Další variantou je použití čtvrté mocniny, tj. vztahu:

$$\pi_t = \beta_0 + \beta_1 u_t + \beta_2 (\pi_t^e)^4; \beta_1 < 0, \beta_2 > 0 \quad (2.17)$$

Výsledné hodnoty statistických výpočtů jsou:

Vícenásobný korelační koeficient	0,9071574
Index determinace I ²	0,8229345
Upravený index determinace	0,8206498
Chyba stř. hodnoty	1,3929853
Pozorování	158

Regresní statistika

MS Office Excel 2007 Analýza dat

$$\pi_t = \beta_0 + \beta_1 u_t + \beta_2 (\pi_t^e)^4$$

Období 1/1996 - 2/2009

ANOVA	Stupně volnosti	SS	MS	F	Významnost F
Regrese	2	1397,8355	698,91777	360,19112	5,375E-59
Rezidua	155	300,76326	1,9404081	0	0
Celkem	157	1698,5988	0	0	0

	Koeficienty	Chyba stř. hodnoty	t Stat	Hodnota P	Dolní 95%	Horní 95%
β_0 Konstanta	9,6054102	0,4809733	19,970777	1,036E-44	8,6553018	10,555519
β_1 Proměnná u	-0,799191	0,0586347	-13,62999	2,629E-28	-0,915017	-0,683365
β_2 Proměnná π^e	0,0002992	2,152E-05	13,902267	4,827E-29	0,0002567	0,0003418

Tab. 15 - MS Excel Regresní statistika (rovnice 2.17) 1/1996 - 2/2009

Zdroj: Vlastní konstrukce

Rovnice Phillipsovy křivky sestavená podle tohoto modelu je:

$$\hat{\pi}_t = 9,605 - 0,799u_t + 0,0003(\pi_t^e)^4 \quad (2.18)$$

Statistické významnosti celého modelu i regresních koeficientů jsou potvrzeny. Vypovídací hodnota se snížila. Hodnota determinačního indexu klesla na 0,82. Dalším a posledním hodnoceným modelem za celé posuzované období je model s šestou odmocninou očekávané inflace:

$$\pi_t = \beta_0 + \beta_1 u_t + \beta_2 (\pi_t^e)^6 ; \beta_1 < 0, \beta_2 > 0 \quad (2.19)$$

Statistické výpočty jsou v následující tabulce:

Vícenásobný korelační koeficient	0,8855698
Index determinace I^2	0,7842339
Upravený index determinace	0,7814498
Chyba stř. hodnoty	1,5376984
Pozorování	158

Regresní statistika

MS Office Excel 2007 Analýza dat

$$\pi_t = \beta_0 + \beta_1 u_t + \beta_2 (\pi_t^e)^6$$

Období 1/1996 - 2/2009

ANOVA	Stupně volnosti	SS	MS	F	Významnost F
Regrese	2	1332,0987	666,04937	281,68523	2,419E-52
Rezidua	155	366,50006	2,3645165	0	0
Celkem	157	1698,5988	0	0	0

	Koeficienty	Chyba stř. hodnoty	t Stat	Hodnota P	Dolní 95%	Horní 95%
β_0 Konstanta	11,096064	0,4832652	22,960608	9,645E-52	10,141428	12,0507
β_1 Proměnná u	-0,958626	0,06035	-15,88444	2,452E-34	-1,077841	-0,839411
β_2 Proměnná π^e	1,559E-06	1,363E-07	11,437023	2,387E-22	1,29E-06	1,829E-06

Tab. 16 - MS Excel Regresní statistika (rovnice 2.19) 1/1996 - 2/2009

Zdroj: Vlastní konstrukce

Výsledná rovnice Phillipsovy křivky je:

$$\hat{\pi}_t = 11,096 - 0,959u_t + 0,00000156(\pi_t^e)^6 \quad (2.20)$$

Stejně jako v předchozím modelu se čtvrtou mocninou je možné potvrdit statistickou významnost celého modelu i jednotlivých regresních parametrů. Stejně tak je možné vidět pokles vypovídací schopnosti (pokles indexu determinace na hodnotu 0,78).

Srovnání jednotlivých modelů ukazuje tabulka č. 17:

Model (č. rov.)	Rovnice	Index determ.	F-Test	t-testy
(2.12)	$\hat{\pi}_t = 0,796 - 0,075u_t + 0,937\pi_t^e$	0,957	nevýznamný	nevýznamný
(2.14)	$\hat{\pi}_t = 0,052 - 0,242u_t + 3,181(\pi_t^e)^{\frac{1}{2}}$	0,887	významný	nevýznamný
(2.16)	$\hat{\pi}_t = 5,338 - 0,382u_t + 0,062(\pi_t^e)^2$	0,905	významný	významný
(2.18)	$\hat{\pi}_t = 9,605 - 0,799u_t + 0,0003(\pi_t^e)^4$	0,823	významný	významný
(2.20)	$\hat{\pi}_t = 11,096 - 0,959u_t + 0,00000156(\pi_t^e)^6$	0,784	významný	významný

Tab. 17 - Srovnání neoklasických modelů Phillipsovy křivky

Zdroj: Vlastní konstrukce

Z tabulky je zřejmé, že nejvýstižnější statisticky významný model je model s druhou mocninou (rovnice 2.16). Podle srovnání hodnota korelačních indexů jednotlivých časových řad je vidět pokles multikolinearity s použitím vyšších mocnin v jednotlivých modelech.

Multikoli nearita	u_t	π_t^e	$(\pi_t^e)^{\frac{1}{2}}$	$(\pi_t^e)^2$	$(\pi_t^e)^4$	$(\pi_t^e)^6$
u_t	1					
π_t^e	-0,77353	1				
$(\pi_t^e)^{\frac{1}{2}}$	-0,75623	0,959842	1			
$(\pi_t^e)^2$	-0,69054	0,953665	0,84504	1		
$(\pi_t^e)^4$	-0,47385	0,797444	0,658846	0,930145	1	
$(\pi_t^e)^6$	-0,32863	0,672327	0,535927	0,832965	0,97537	1

Tab. 18 - Multikolinearita v jednotlivých modelech Phillipsovy křivky

Zdroj: Vlastní konstrukce

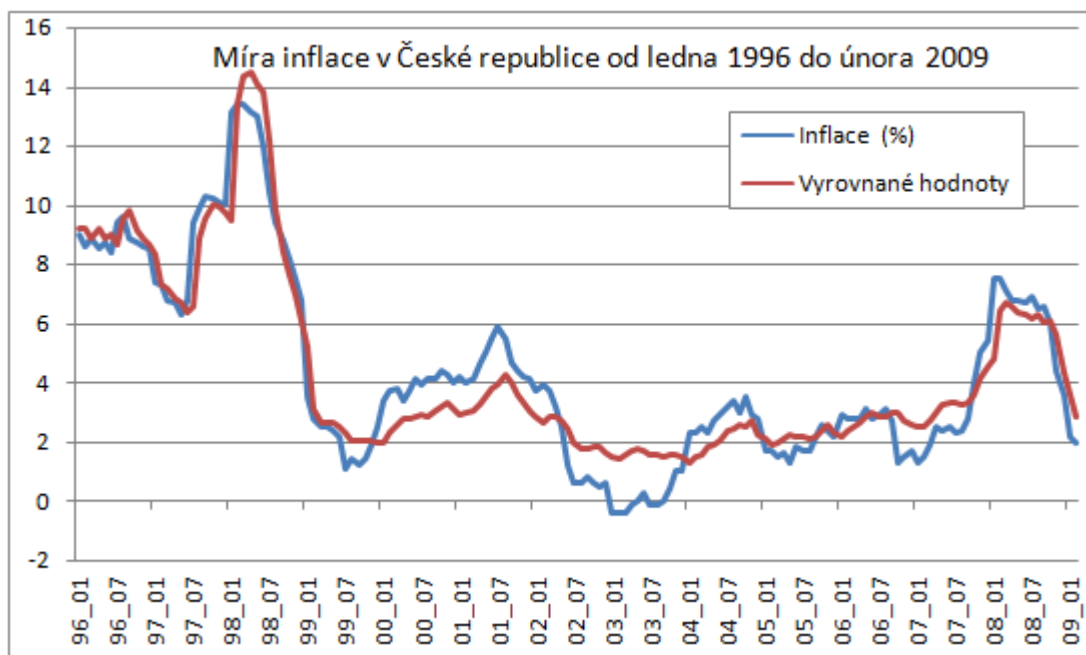
Posouzení vhodnosti zvoleného modelu je možné také podle hodnot střední čtvercové chyby odhadu M.S.E., kde nejmenší hodnoty M.S.E. říkají, že odhadované hodnoty se nejvíce přibližují ke skutečným datům.

Model (č. rov.)	Rovnice	M.S.E.
(2.12)	$\hat{\pi}_t = 0,796 - 0,075u_t + 0,937\pi_t^e$	0,467
(2.14)	$\hat{\pi}_t = 0,052 - 0,242u_t + 3,181(\pi_t^e)^{\frac{1}{2}}$	1,211
(2.16)	$\hat{\pi}_t = 5,338 - 0,382u_t + 0,062(\pi_t^e)^2$	1,016
(2.18)	$\hat{\pi}_t = 9,605 - 0,799u_t + 0,0003(\pi_t^e)^4$	1,904
(2.20)	$\hat{\pi}_t = 11,096 - 0,959u_t + 0,00000156(\pi_t^e)^6$	2,320

Tab. 19 - Hodnoty M.S.E. jednotlivých modelů Phillipsovy křivky

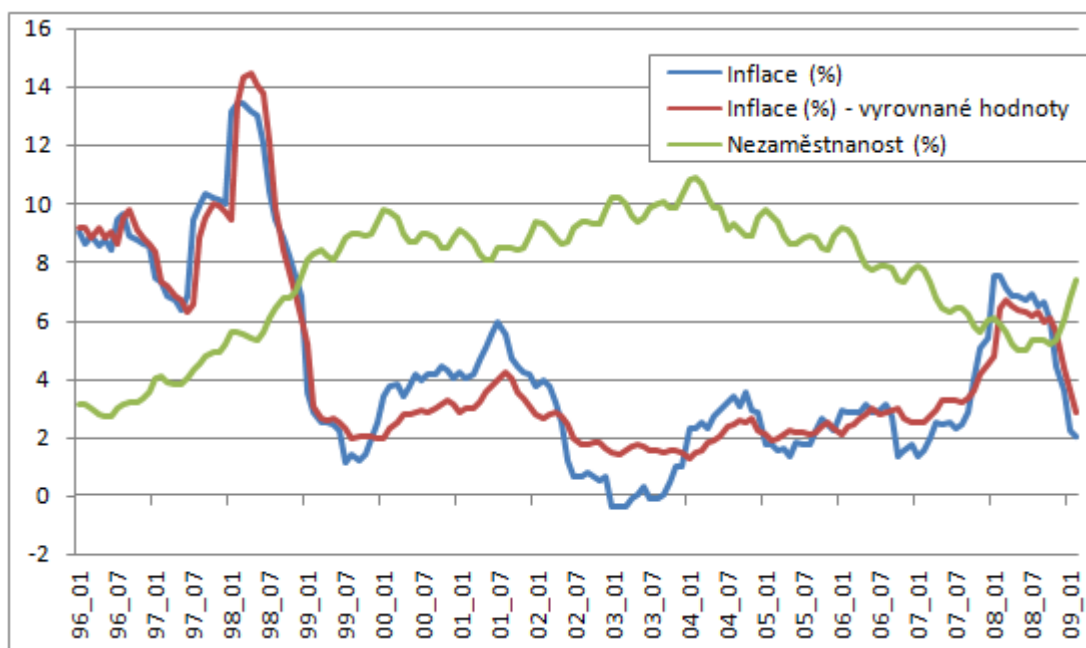
Zdroj: Vlastní konstrukce

Nejnižší hodnotu M.S.E. vykazuje model pod číslem rovnice 2.12. Ten ale díky statisticky nevýznamným regresním koeficientům není možné přijmout. Model s druhou mocninou očekávané inflace (rovnice č. 2.16) má ze statisticky významných modelů nejvyšší hodnotu determinačního indexu a nejnižší hodnotu střední čtvercové chyby odhadu. Grafická interpretace vyrovnaných hodnot podle zvoleného modelu Phillipsovy křivky je na obrázcích č. 22 a 23. V prvním případě jsou vyrovnané hodnoty zobrazeny pouze s hodnotami skutečné inflace, v druhém je do grafu přidán i vývoj nezaměstnanosti. Z tohoto srovnání je vidět na první pohled inverzní závislost nezaměstnanosti a inflace ve zkoumaném období.



Obr. 22 - Vyrovnané hodnoty inflace 1996 - 2009

Zdroj: Data - hodnoty inflace ČSÚ, vyrovnané hodnoty - vlastní výpočet, graf - vlastní konstrukce.



Obr. 23 - Inflace, vyrovnaná inflace a nezaměstnanost

Zdroj: Data - hodnoty inflace ČSÚ, vyrovnané hodnoty - vlastní výpočet, nezaměstnanost MPSV, graf - vlastní konstrukce.

2.5.3. Phillipsova křivka - neoklasický model v dílčích obdobích

Podobně jako v případě modelu regresní přímky a hyperboly bude posouzen i neoklasický model Phillipsovy křivky v těchto dílčích obdobích. Posuzován bude model, který byl zhodnocen jako nejvýstižnější statisticky významný model popisující celé zkoumané období. Odhadovány budou parametry rovnice číslo 2.15:

$$\pi_t = \beta_0 + \beta_1 u_t + \beta_2 (\pi_t^e)^2; \beta_1 < 0, \beta_2 > 0 \quad (2.15)$$

Pro první dílčí období od 1/1996 do 12/2000 jsou statistické výpočty tyto:

Vícenásobný korelační koeficient	0,9633845
Index determinace I ²	0,9281096
Upravený index determinace	0,9255871
Chyba stř. hodnoty	0,9668369
Pozorování	60

Regresní statistika

MS Office Excel 2007 Analýza dat

$$\pi_t = \beta_0 + \beta_1 u_t + \beta_2 (\pi_t^e)^2$$

Období 1/1996 - 12/2000

ANOVA	Stupně volnosti	SS	MS	F	Významnost F
Regrese	2	687,87524	343,93762	367,93683	2,601E-33
Rezidua	57	53,282093	0,9347736	0	0
Celkem	59	741,15733	0	0	0

	Koeficienty	Chyba stř. hodnoty	t Stat	Hodnota P	Dolní 95%	Horní 95%
β_0 Konstanta	5,7462206	0,5609202	10,244274	1,541E-14	4,6229972	6,869444
β_1 Proměnná u	-0,367162	0,0660441	-5,55935	7,486E-07	-0,499413	-0,234911
β_2 Proměnná π^e	0,0560094	0,0031517	17,771058	6,484E-25	0,0496982	0,0623206

Tab. 20 - MS Excel Regresní statistika (rovnice 2.15) 1/1996 - 12/2000

Zdroj: Vlastní konstrukce

Rovnice Phillipsovy křivky sestavená na základě tohoto modelu je:

$$\hat{\pi}_t = 5,746 - 0,367u_t + 0,056(\pi_t^e)^2 \quad (2.21)$$

Znaménka regresních koeficientů odpovídají teorii, F-Test i t-testy ukazují na statistickou významnost modelu i odhadnutých regresních koeficientů. Index determinace je roven 0,93 a to je víc než při použití analogického modelu na celé zkoumané období.

Dalším dílčím obdobím je období od 1/2001 do 6/2004. Statistický výstup je tento:

Vícenásobný korelační koeficient	0,9386729
Index determinace I^2	0,8811069
Upravený index determinace	0,8750098
Chyba stř. hodnoty	0,6973635
Pozorování	42

Regresní statistika

MS Office Excel 2007 Analýza dat

$$\pi_t = \beta_0 + \beta_1 u_t + \beta_2 (\pi_t^e)^2$$

Období 1/2001 - 6/2004

ANOVA	Stupně volnosti	SS	MS	F	Významnost F
Regrese	2	140,55773	70,278866	144,51281	9,238E-19
Rezidua	39	18,966316	0,4863158	0	0
Celkem	41	159,52405	0	0	0

	Koeficienty	Chyba stř. hodnoty	t Stat	Hodnota P	Dolní 95%	Horní 95%
β_0 Konstanta	-2,414872	2,1814605	-1,106998	0,2750762	-6,827292	1,9975485
β_1 Proměnná u	0,3046703	0,2201775	1,3837487	0,1743045	-0,140681	0,7500213
β_2 Proměnná π^e	0,1996028	0,0162501	12,283161	5,578E-15	0,1667338	0,2324718

Tab. 21 - MS Excel Regresní statistika (rovnice 2.15) 1/2001 - 6/2004

Zdroj: Vlastní konstrukce

Rovnice Phillipsovy křivky sestavená na základě tohoto modelu je:

$$\hat{\pi}_t = -2,415 + 0,305u_t + 0,120(\pi_t^e)^2 \quad (2.22)$$

Znaménka regresních koeficientů v tomto případě neodpovídají teorii, F-Test ukazuje na statistickou významnost modelu, ale t-testy pro první dva regresní koeficienty mají hodnoty P větší než 0,05, což znamená statistickou nevýznamnost těchto koeficientů. Hodnota indexu determinace je rovna 0,87. Neinverzní závislost, tj. plusové znaménko u koeficientu β_1 , by mohla být způsobena rostoucí nezaměstnaností současně s rostoucí inflací v letech 2003 a 2004.

Posledním dílčím obdobím je období od 7/2004 - 2/2009

Vícenásobný korelační koeficient	0,9344775
Index determinace I^2	0,8732482
Upravený index determinace	0,8684651
Chyba stř. hodnoty	0,6757259
Pozorování	56

Regresní statistika

MS Office Excel 2007 Analýza dat

$$\pi_t = \beta_0 + \beta_1 u_t + \beta_2 (\pi_t^e)^2$$

Období 7/2004 - 2/2009

ANOVA	Stupně volnosti	SS	MS	F	Významnost F
Regrese	2	166,72491	83,362456	182,57	1,692E-24
Rezidua	53	24,200088	0,4566054	0	0
Celkem	55	190,925	0	0	0

	Koeficienty	Chyba stř. hodnoty	t Stat	Hodnota P	Dolní 95%	Horní 95%
β_0 Konstanta	2,6808179	0,7581051	3,5362085	0,0008524	1,1602515	4,2013842
β_1 Proměnná u	-0,108585	0,088957	-1,220646	0,2276232	-0,28701	0,0698402
β_2 Proměnná π^e	0,1001571	0,0081515	12,286886	3,893E-17	0,0838072	0,116507

Tab. 22 - MS Excel Regresní statistika (rovnice 2.15) 7/2004 - 2/2009

Zdroj: Vlastní konstrukce

Rovnice Phillipsovy křivky sestavená na základě tohoto modelu je:

$$\hat{\pi}_t = 2,681 - 0,109u_t + 0,100(\pi_t^e)^2 \quad (2.23)$$

Znaménka regresních koeficientů odpovídají teorii, F-Test ukazuje na statistickou významnost celého modelu. T-test u koeficientu β_1 vyšel negativní, tj. hodnota tohoto regresního koeficientu je statisticky nevýznamná. Index determinace je roven 0,87.

Srovnání výsledků modelu aplikovaného na celé období s modely dílčích období:

Model (č. rov.)	Období	Rovnice	Index determ.	F-Test	t-testy
(2.16)	1/1996 - 2/2009	$\hat{\pi}_t = 5,338 - 0,382u_t + 0,062(\pi_t^e)^2$	0,905	významný	významný
(2.21)	1/1996 - 12/2000	$\hat{\pi}_t = 5,746 - 0,367u_t + 0,056(\pi_t^e)^2$	0,928	významný	významný
(2.22)	1/2001 - 6/2004	$\hat{\pi}_t = -2,415 + 0,305u_t + 0,120(\pi_t^e)^2$	0,881	významný	nevýznamný
(2.23)	7/2004 - 2/2009	$\hat{\pi}_t = 2,681 - 0,109u_t + 0,100(\pi_t^e)^2$	0,873	významný	nevýznamný

Tab. 23 - Srovnání neoklasických modelů Phillipsovy křivky podle období

Zdroj: Vlastní konstrukce

Z výše uvedených dílčích statistických výpočtů souhrnně zobrazených v tabulce 23 je vidět, že aplikace modelu nejvhodnějšího pro celé zkoumané období na období dílčí, nevedla ke zlepšení výsledků.

2.6. Predikce budoucího vývoje

Na základě stanoveného modelu v kapitole 2.5.2. je možné provést pokus o předpověď budoucího vývoje inflace. Při těchto výpočtech je třeba vzít v úvahu jednoduchost navrženého modelu a hlavně jeho slabá místa - stanovení hodnot inflačního očekávání na základě zjednodušeného výpočtu podle rovnice 2.8 s pevně stanoveným koeficientem adaptace 0,9. Další nejistotu mohou přinést predikované hodnoty nezaměstnanosti, které jsou pro potřeby výpočtu převzaty z makroekonomické predikce [13] Ministerstva financí. Vstupními hodnotami pro výpočet a znázornění kontinuity odhadu jsou čtvrtletní údaje o výši inflace, očekávané inflace a nezaměstnanosti v letech 2007 a 2008. Výpočet predikované inflace podle rovnice 2.16:

$$\hat{\pi}_t = 5,338 - 0,382u_t + 0,062(\pi_t^e)^2 \quad (2.16)$$

poskytuje tyto odhady míry inflace:

období	skutečnost			odhad		
	inflace	očekávaná inflace	nezaměstnanost	inflace	očekávaná inflace	nezaměstnanost
	π_t	π_t^e	u_t	$\hat{\pi}_t$	$\hat{\pi}_t^e$	\hat{u}_t
1Q_2007	1,6	1,5	7,6			
2Q_2007	2,5	2,2	6,5			
3Q_2007	2,5	2,4	6,3			
4Q_2007	4,8	3,8	5,8			
1Q_2008	7,4	6,7	5,9			
2Q_2008	6,8	6,9	5,1			
3Q_2008	6,7	6,7	5,3			
4Q_2008	4,7	5,7	5,5			
1Q_2009				3,0	4,8	7,0
2Q_2009				2,7	3,1	7,5
3Q_2009				2,5	2,7	7,8
4Q_2009				2,4	2,5	8,1
1Q_2010				2,0	2,4	9,1
2Q_2010				2,0	2,1	9,1
3Q_2010				2,0	2,0	9,1
4Q_2010				2,0	2,0	9,1

Tab. 24 - Predikce inflace pro rok 2009 a 2010

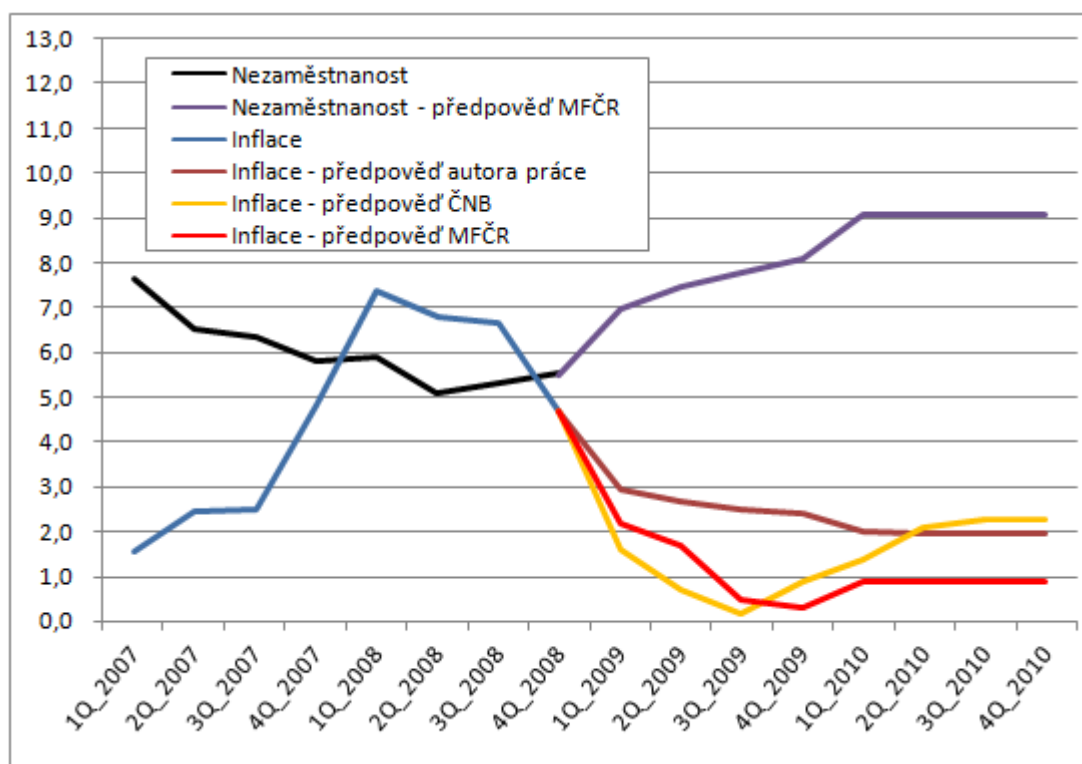
Zdroj: Data - inflace ČSÚ, nezaměstnanost MPSV, předpověď nezaměstnanosti MFČR, odhad inflace a očekávaná inflace - vlastní výpočet.

Míra inflace vypočtenou na základě jednoduchého modelu podle rovnice 2.16 je ve srovnání s predikcemi významných českých institucí mírně nadhodnocena. Model, na základě kterého jsou odhady počítány, je ve srovnání s výpočty analytiků triviální. Na druhé straně nejistota, která díky celosvětové krizi panuje, nedává příliš šancí na úspěšné predikce vývoje budoucích veličin i za použití velmi sofistikovaných metod. Na stanovení prognózy vývoje inflace Českou národní bankou pracuje podle početný tým expertů, kteří zahrnují do svých výpočtů mimo jiné hodnoty hrubého domácího produktu, vývoje reálných mezd, úrokových sazeb, pozici ekonomiky v hospodářském cyklu apod. Srovnání vypočtených odhadů míry inflace s předpověďmi renomovaných institucí:

Inflace (%)	1Q_2009	2Q_2009	3Q_2009	4Q_2009	1Q_2010	2Q_2010	3Q_2010	4Q_2010
Autor práce	3,0	2,7	2,5	2,4	2,0	2,0	2,0	2,0
ČNB	1,6	0,7	0,2	0,9	1,4	2,1	2,3	2,3
MFČR	2,2	1,7	0,5	0,3	0,9	0,9	0,9	0,9

Tab. 25 - Srovnání predikce vývoje inflace

Zdroj: ČNB - Zpráva o inflaci I/2009 zveřejněná na <http://www.cnb.cz>, MFČR - Makroekonomická predikce České republiky duben 2009 zveřejněná na <http://www.mfcr.cz>.



Obr. 24 - Srovnání predikce vývoje inflace

Zdroj: Data - skutečnost ČSÚ, MPSV, predikce ČNB, MFČR, vlastní výpočet. Graf - vlastní konstrukce.

Závěr

Cílem práce bylo posoudit vzájemný vztah inflace a nezaměstnanosti v České republice v období od roku 1996 do roku 2009. Byla ověřována hypotéza, že existuje vzájemný vztah mezi inflací a nezaměstnaností s poukázáním na historický vývoj České republiky, která procházela a svým způsobem stále prochází transformací od listopadové revoluce 1989.

První kapitola práce byla zaměřena na stručné shrnutí a popis vývoje ekonomické teorie Phillipsovy křivky. Byly popsány a graficky znázorněny základní vztahy mezi inflací a nezaměstnaností včetně popisu dalších možných vlivů, které na vývoj inflace a nezaměstnanosti působí. V druhé kapitole byl stručně popsán ekonomický vývoj České republiky sledovaného období a byly provedeny postupné konstrukce ekonometrických modelů Phillipsových křivek. Tyto modely byly statisticky ověřovány na reálných datech inflace a nezaměstnanosti. Nejjednodušší ekonometrické modely vyjadřující inverzní závislost mezi inflací a nezaměstnaností nebyly statistickými výpočty pro Českou republiku v období od roku 1996 do roku 2009 potvrzeny. Závislost mezi oběma proměnnými, v podobě vztahu původní Phillipsovy křivky, ve zkoumaném období neexistuje. Použití hyperboly namísto přímky jako vysvětlující funkce vztahu inflace a nezaměstnanosti nepřineslo zlepšení. Rozdělení celého období na dílčí úseky nepřineslo žádné zajímavé výsledky. Nebyla pozorována významnější závislost v některém z dílčích období. Naopak byly pozorovatelné hodnoty, kdy se inverzní vztah mezi proměnnými vůbec neprojevoval. K tomu docházelo při růstu inflace i nezaměstnanosti zejména v roce 1999 a na přelomu let 2003 a 2004. Neexistence jednoduchého inverzního vztahu mezi inflací a nezaměstnaností může být dána rigiditou pracovního trhu a působením některých vnějších vlivů na změnu cenové hladiny, které přímo nesouvisí s hospodářským růstem a schopností podniků zaměstnávat více či méně zaměstnanců. Těmito vlivy byly zejména cenové deregulace a změny daňové legislativy. Nejjednoduššími ekonometrickými modely existenci závislosti mezi inflací a nezaměstnaností pozorovat nelze. Po zařazení další proměnné - inflačního očekávání do rovnice Phillipsovy křivky, jsou výsledky zkoumání závislosti o mnoho lepší. Statistické výpočty po zařazení inflačního očekávání do ekonometrických modelů ukazují na významnou vzájemnou závislost inflace na inflačním

očekávání a nezaměstnanosti. Matematickými úpravami navrženého modelu bylo nutné odstranit multikolinearitu mezi vysvětlujícími proměnnými. Výsledkem úprav byl funkční ekonometrický model popisující vývoj inflace a nezaměstnanosti pro Českou republiku v období od roku 1996 do roku 2009, ve kterém bylo možné pozorovat statisticky významnou závislost mezi inflací, inflačním očekáváním a nezaměstnaností. Takto sestavený model byl následně použit pro výpočet budoucích hodnot inflace na základě předpovědi vývoje míry nezaměstnanosti. Slabinou výsledného ekonometrického modelu je stanovení hodnot inflačního očekávání. Do výpočtu nebyla uvažována reálná data zjišťovaná Českou národní bankou. Místo nich byl použit vzorec pro výpočet inflačního očekávání s pevně stanoveným koeficientem adaptace. Pro budoucí zkoumání vzájemného vztahu inflace a nezaměstnanosti by bylo vhodné se více zaměřit na způsob získávání informací o inflačním očekáváním. Existenci vztahu vyjádřeného Phillipsovou křivkou není možné, i přes složitost ekonomické reality, zavrhnout.

Seznam použité literatury

Soupis bibliografických citací

1. **FISHER, I.** I Discovered the Phillips Curve: "A Statistical Relation between Unemployment and Price Changes". *The Journal of Political Economy*. 1973, Vol. 81, 2, pp. 496-502. Přetištění článku "Statistical Relation between Unemployment and Price Changes". *International Labor Review*, 1926. Dostupný z WWW:<<http://www.jstor.org/pss/1830534>>.
2. **PHILLIPS, A. W.** The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957. *Economica*. November 1958, Vol. 26, 100, pp. 283-299. Dostupný z WWW:<<http://www.jstor.org/pss/2550759>>.
3. **SAMUELSON, P. A. and SOLOW, R. M.** Analytical Aspects of Anti-Inflation Policy. *The American Economic Review*. 1960, Vol. 50, 2, pp. 177-194. Dostupný z WWW:<<http://www.jstor.org/pss/1815021>>.
4. **FRIEDMAN, M.** The Role of Monetary Policy. *The American Economic Review*. 1968, Vol. 58, 1, pp. 1-17. Dostupný z WWW:<<http://www.jstor.org/pss/1831652>>.
5. **MACH, M.** *Makroekonomie II pro magisterské (inženýrské) studium: 1. a 2. část*. 3. vyd. Slaný : Melandrium, 2001. 368 s. ISBN 80-86175-18-9.
6. **OKUN, A. M.** Potential GNP: Its Measurement and Significance. *Proceedings of the Business and Economic Statistic Section of the American Statistical Association*. 1962, pp. 98-116. Dostupný z WWW:<<http://cowles.econ.yale.edu/P/cp/p01b/p0190.pdf>>.
7. **HOLMAN, R.** *Makroekonomie: středně pokročilý kurz*. 1. vyd. Praha : C.H. Beck, 2004. 424 s. ISBN 8071797642.
8. **GORDON, J. R.** The Time-Varying NAIRU and its Implications for Economic Policy. *The Journal of Economic Perspectives*. 1997, Vol. 11, 1. Dostupný z WWW:<<http://www.jstor.org/pss/2138249>>.
9. **STOCK, J. H. a WATSON, M. W.** *Phillips Curve Inflation Forecast*. [http://www.bos.frb.org/phillips2008/papers/stock_watson_530.pdf] Boston : Federal Reserve Bank of Boston Conference, 2008.

10. **DICKENS, W. T.** *A New Method to Estimate Time Variation in the NAIRU*. [http://www.bos.frb.org/phillips2008/papers/Dickens.pdf] Boston : Federal Reserve Bank of Boston Conference, 2008.
11. *The return of the Phillips curve*. [http://neweconomist.blogs.com/new_economist/2006/09/phillips_curve.html] s.l. : New Economist, 2008.
12. ČNB > Měnová politika > Zprávy o inflaci > 2005 > leden > Boxy a přílohy > Inflační očekávání v modelovém aparátu ČNB. *Web České národní banky*. [Online] <http://www.cnb.cz>.
13. Makroekonomická predikce České republiky. místo neznámé : Odbor Finanční politika MF ČR, 4 2009. dostupný z WWW:<http://www.mfcr.cz/xbcr/mfcr/MakroPre_2009Q2_komplet_pdf.pdf>.

Ostatní bibliografie

- HELÍSEK, M.** *Makroekonomie základní kurs*. 1. vyd. Slaný : Melandrium, 2000. ISBN 80-86175-10-3.
- HINDLS, R., HRONOVÁ, S. a NOVÁK, I.** *Analýza dat v manažerském rozhodování*. 1. vyd. Praha : Grada Publishing, 1999. ISBN 80-7169-255-7.
- HINDLS, R., HRONOVÁ, S. a NOVÁK, I.** *Metody statistické analýzy pro ekonomy*. 2. vyd. Praha : Management Press, 2000. ISBN 80-7261-013-9.
- SAMUELSON, P. A. a NORDHAUS, W. A.** *Ekonomie*. 1. vyd. Praha : Svoboda, 1991. ISBN 80-205-0192-4.
- SEKERKA, B.** *Makroekonomie*. Praha : Profess Consulting, 2007. ISBN 80-7259-050-2.
- SOUKUP, J., aj.** *Makroekonomie Moderní přístup*. 1. vyd. Praha : Management Press, 2008. ISBN 978-80-7261-174-4.
- ŽÍDEK, L.** *Transformace české ekonomiky*. 1. vyd. Praha : C. H. Beck, 2006. ISBN 80-7179-922-X.

Seznam příloh

A - Míra inflace vyjádřená přírůstkem indexu spotřebitelských cen ke stejnému měsíci předchozího roku.

B - Míra registrované nezaměstnanosti.

C - Hodnoty očekávané inflace zveřejněné v databázi ČNB ARAD včetně hodnot skutečné inflace a odchylek očekávání od skutečnosti.

D - Hodnoty očekávané inflace zveřejněné v databázi ČNB v porovnání s hodnotami právě platné inflace (zdroj ČSÚ).

E - Výpočet koeficientu adaptace na základě statisticky zjišťovaných hodnot inflačního očekávání domácností.

F - Výpočet koeficientu adaptace na základě statisticky zjišťovaných hodnot inflačního očekávání podniků (mimo finanční sféru).

G - Data pro výpočet Phillipsovy křivky (včetně inflačního očekávání)

Přílohy

A - Míra inflace vyjádřená přírůstkem indexu spotřebitelských cen ke stejnému měsíci předchozího roku. Data Českého statistického úřadu publikovaná v databázi ČNB ARAD.

Měsíce	Inflace	Roky													
		1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
	1	9,0	7,4	13,1	3,5	3,4	4,2	3,7	-0,4	2,3	1,7	2,9	1,3	7,5	2,2
	2	8,6	7,3	13,4	2,8	3,7	4,0	3,9	-0,4	2,3	1,7	2,8	1,5	7,5	2,0
	3	8,9	6,8	13,4	2,5	3,8	4,1	3,7	-0,4	2,5	1,5	2,8	1,9	7,1	
	4	8,5	6,7	13,1	2,5	3,4	4,6	3,2	-0,1	2,3	1,6	2,8	2,5	6,8	
	5	8,7	6,3	13,0	2,4	3,7	5,0	2,5	0,0	2,7	1,3	3,1	2,4	6,8	
	6	8,4	6,8	12,0	2,2	4,1	5,5	1,2	0,3	2,9	1,8	2,8	2,5	6,7	
	7	9,4	9,4	10,4	1,1	3,9	5,9	0,6	-0,1	3,2	1,7	2,9	2,3	6,9	
	8	9,6	9,9	9,4	1,4	4,1	5,5	0,6	-0,1	3,4	1,7	3,1	2,4	6,5	
	9	8,9	10,3	8,8	1,2	4,1	4,7	0,8	0,0	3,0	2,2	2,7	2,8	6,6	
	10	8,7	10,2	8,2	1,4	4,4	4,4	0,6	0,4	3,5	2,6	1,3	4,0	6,0	
	11	8,6	10,1	7,5	1,9	4,3	4,2	0,5	1,0	2,9	2,4	1,5	5,0	4,4	
	12	8,5	10,0	6,8	2,5	4,0	4,1	0,6	1,0	2,8	2,2	1,7	5,4	3,6	
	Průměr	8,8	8,4	10,8	2,1	3,9	4,7	1,8	0,1	2,8	1,9	2,5	2,8	6,4	2,1

B - Míra registrované nezaměstnanosti. Data Ministerstva práce a sociálních věcí publikovaná v databázi ČNB ARAD.

		Roky													
Měsíce	Nezam.	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
	1	3,1	4,0	5,6	8,1	9,8	9,1	9,4	10,2	10,8	9,8	9,2	7,9	6,1	6,8
	2	3,1	4,1	5,6	8,3	9,7	9,0	9,3	10,2	10,9	9,6	9,1	7,7	5,9	7,4
	3	3,0	3,9	5,5	8,4	9,5	8,7	9,1	10,0	10,7	9,4	8,8	7,3	5,6	
	4	2,8	3,8	5,4	8,2	9,0	8,3	8,8	9,6	10,2	8,9	8,3	6,8	5,2	
	5	2,7	3,8	5,3	8,1	8,7	8,1	8,6	9,4	9,9	8,6	7,9	6,4	5,0	
	6	2,7	4,0	5,6	8,4	8,7	8,1	8,7	9,5	9,9	8,6	7,7	6,3	5,0	
	7	3,0	4,3	6,1	8,8	9,0	8,5	9,2	9,9	9,1	8,8	7,9	6,4	5,3	
	8	3,1	4,5	6,4	9,0	9,0	8,5	9,4	10,0	9,3	8,9	7,9	6,4	5,3	
	9	3,2	4,8	6,8	9,0	8,8	8,5	9,4	10,1	9,1	8,8	7,8	6,2	5,3	
	10	3,2	4,9	6,8	8,9	8,5	8,4	9,3	9,9	8,9	8,5	7,4	5,8	5,2	
	11	3,3	4,9	7,0	9,0	8,5	8,5	9,3	9,9	8,9	8,4	7,3	5,6	5,3	
	12	3,5	5,2	7,5	9,4	8,8	8,9	9,8	10,3	9,5	8,9	7,7	6,0	6,0	
	Průměr	3,1	4,4	6,1	8,6	9,0	8,6	9,2	9,9	9,8	8,9	8,1	6,6	5,4	7,1

C - Hodnoty očekávané inflace zveřejněné v databázi ČNB ARAD včetně hodnot skutečné inflace a odchylek očekávání od skutečnosti. Měsíční hodnoty inflačního očekávání finančního sektoru byly přepočteny na průměr za dané čtvrtletí.

Období (čtvrtletí)	Inflační očekávání zjišťovaná ČNB (výhled na 12 měsíců)			Skutečná inflace (ČSÚ)	Rozdíl očekávání a skutečnosti		
	Domácnosti	Nefinanční podniky	Podniky finančního trhu		Domácnosti	Nefinanční podniky	Podniky finančního trhu
2Q_2000	3,6	4,3	4,3	3,7	-0,1	0,6	0,6
3Q_2000	2,1	3,9	4,1	4,0	-1,9	-0,1	0,1
4Q_2000	3,1	3,9	4,3	4,2	-1,1	-0,3	0,1
1Q_2001	4,1	4,3	4,2	4,1	0,0	0,2	0,1
2Q_2001	4,1	4,8	4,6	5,0	-0,9	-0,2	-0,4
3Q_2001	4,6	5,0	4,8	5,4	-0,8	-0,4	-0,6
4Q_2001	4,1	4,7	4,3	4,2	-0,1	0,5	0,1
1Q_2002	4,0	4,2	4,3	3,8	0,2	0,4	0,5
2Q_2002	5,1	4,8	4,7	2,3	2,8	2,5	2,4
3Q_2002	4,9	4,7	4,1	0,7	4,2	4,0	3,4
4Q_2002	4,6	3,9	3,6	0,6	4,0	3,3	3,0
1Q_2003	3,9	3,6	3,3	-0,4	4,3	4,0	3,7
2Q_2003	1,6	2,7	2,9	0,1	1,5	2,6	2,8
3Q_2003	1,3	2,4	2,4	-0,1	1,4	2,5	2,5
4Q_2003	2,3	2,3	2,5	0,8	1,5	1,5	1,7
1Q_2004	4,3	2,1	3,2	2,4	1,9	-0,3	0,8
2Q_2004	1,7	2,6	3,2	2,6	-0,9	0,0	0,6
3Q_2004	3,1	2,6	3,1	3,2	-0,1	-0,6	-0,1
4Q_2004	4,2	2,9	3,0	3,1	1,1	-0,2	-0,1
1Q_2005	4,9	3,3	2,7	1,6	3,3	1,7	1,1
2Q_2005	4,9	3,1	2,9	1,6	3,3	1,5	1,3
3Q_2005	1,7	3,1	2,8	1,9	-0,2	1,2	0,9
4Q_2005	1,5	3,2	2,7	2,4	-0,9	0,8	0,3
1Q_2006	3,8	2,7	2,4	2,8	1,0	-0,1	-0,4
2Q_2006	3,8	2,7	2,5	2,9	0,9	-0,2	-0,4
3Q_2006	5,2	2,8	2,7	2,9	2,3	-0,1	-0,2
4Q_2006	4,6	2,8	2,5	1,5	3,1	1,3	1,0
1Q_2007	4,1	2,7	2,7	1,6	2,5	1,1	1,1
2Q_2007	5,9	2,9	3,1	2,5	3,4	0,4	0,6
3Q_2007	5,0	3,0	3,3	2,5	2,5	0,5	0,8
4Q_2007	4,9	3,0	3,1	4,8	0,1	-1,8	-1,7
1Q_2008	5,0	3,0	3,2	7,4	-2,4	-4,4	-4,2

D - Hodnoty očekávané inflace zveřejněné v databázi ČNB v porovnání s hodnotami právě platné inflace (zdroj ČSÚ).

Období (čtvrtletí)	Inflační očekávání zjišťovaná ČNB			Skutečná inflace (ČSÚ) rok -1	Rozdíl očekávání a skutečnosti		
	Domácnosti	Nefinanční podniky	Podniky finančního trhu		Domácnosti	Nefinanční podniky	Podniky finančního trhu
2Q_2000	3,6	4,3	4,3	2,4	1,2	1,9	1,9
3Q_2000	2,1	3,9	4,1	1,2	0,9	2,7	2,9
4Q_2000	3,1	3,9	4,3	1,9	1,2	2,0	2,4
1Q_2001	4,1	4,3	4,2	3,6	0,5	0,7	0,6
2Q_2001	4,1	4,8	4,6	3,7	0,4	1,1	0,9
3Q_2001	4,6	5,0	4,8	4,0	0,6	1,0	0,8
4Q_2001	4,1	4,7	4,3	4,2	-0,1	0,5	0,1
1Q_2002	4,0	4,2	4,3	4,1	-0,1	0,1	0,2
2Q_2002	5,1	4,8	4,7	5,0	0,1	-0,2	-0,3
3Q_2002	4,9	4,7	4,1	5,4	-0,5	-0,7	-1,3
4Q_2002	4,6	3,9	3,6	4,2	0,4	-0,3	-0,6
1Q_2003	3,9	3,6	3,3	3,8	0,1	-0,2	-0,5
2Q_2003	1,6	2,7	2,9	2,3	-0,7	0,4	0,6
3Q_2003	1,3	2,4	2,4	0,7	0,6	1,7	1,7
4Q_2003	2,3	2,3	2,5	0,6	1,7	1,7	1,9
1Q_2004	4,3	2,1	3,2	-0,4	4,7	2,5	3,6
2Q_2004	1,7	2,6	3,2	0,1	1,6	2,5	3,1
3Q_2004	3,1	2,6	3,1	-0,1	3,2	2,7	3,2
4Q_2004	4,2	2,9	3,0	0,8	3,4	2,1	2,2
1Q_2005	4,9	3,3	2,7	2,4	2,5	0,9	0,3
2Q_2005	4,9	3,1	2,9	2,6	2,3	0,5	0,3
3Q_2005	1,7	3,1	2,8	3,2	-1,5	-0,1	-0,4
4Q_2005	1,5	3,2	2,7	3,1	-1,6	0,1	-0,4
1Q_2006	3,8	2,7	2,4	1,6	2,2	1,1	0,8
2Q_2006	3,8	2,7	2,5	1,6	2,2	1,1	0,9
3Q_2006	5,2	2,8	2,7	1,9	3,3	0,9	0,8
4Q_2006	4,6	2,8	2,5	2,4	2,2	0,4	0,1
1Q_2007	4,1	2,7	2,7	2,8	1,3	-0,1	-0,1
2Q_2007	5,9	2,9	3,1	2,9	3,0	0,0	0,2
3Q_2007	5,0	3,0	3,3	2,9	2,1	0,1	0,4
4Q_2007	4,9	3,0	3,1	1,5	3,4	1,5	1,6
1Q_2008	5,0	3,0	3,2	1,6	3,4	1,4	1,6

E - Výpočet koeficientu adaptace na základě statisticky zjišťovaných hodnot inflačního očekávání domácností.

Období	Inflační očekávání domácností v daném období		Inflace	Koeficient adaptace
	π_t^e	π_{t-1}^e	π_t	g
2Q_1999	3,6		2,4	
3Q_1999	2,1	3,6	1,2	0,6
4Q_1999	3,1	2,1	1,9	-5,0
1Q_2000	4,1	3,1	3,6	2,0
2Q_2000	4,1	4,1	3,7	0,0
3Q_2000	4,6	4,1	4,0	-5,0
4Q_2000	4,1	4,6	4,2	1,3
1Q_2001	4,0	4,1	4,1	0,0
2Q_2001	5,1	4,0	5,0	1,1
3Q_2001	4,9	5,1	5,4	-0,7
4Q_2001	4,6	4,9	4,2	0,4
1Q_2002	3,9	4,6	3,8	0,9
2Q_2002	1,6	3,9	2,3	1,4
3Q_2002	1,3	1,6	0,7	0,3
4Q_2002	2,3	1,3	0,6	-1,4
1Q_2003	4,3	2,3	-0,4	-0,7
2Q_2003	1,7	4,3	0,1	0,6
3Q_2003	3,1	1,7	-0,1	-0,8
4Q_2003	4,2	3,1	0,8	-0,5
1Q_2004	4,9	4,2	2,4	-0,4
2Q_2004	4,9	4,9	2,6	0,0
3Q_2004	1,7	4,9	3,2	1,9
4Q_2004	1,5	1,7	3,1	-0,1
1Q_2005	3,8	1,5	1,6	23,0
2Q_2005	3,8	3,8	1,6	0,0
3Q_2005	5,2	3,8	1,9	-0,7
4Q_2005	4,6	5,2	2,4	0,2
1Q_2006	4,1	4,6	2,8	0,3
2Q_2006	5,9	4,1	2,9	-1,5
3Q_2006	5,0	5,9	2,9	0,3
4Q_2006	4,9	5,0	1,5	0,0
1Q_2007	5,0	4,9	1,6	-0,0

F - Výpočet koeficientu adaptace na základě statisticky zjišťovaných hodnot inflačního očekávání podniků (mimo finanční sféru).

Období	Inflační očekávání firem v daném období		Inflace	Koeficient adaptace
	π_t^e	π_{t-1}^e	π_t	g
2Q_1999	4,3		2,4	
3Q_1999	3,9	4,3	1,2	0,1
4Q_1999	3,9	3,9	1,9	0,0
1Q_2000	4,3	3,9	3,6	-1,3
2Q_2000	4,8	4,3	3,7	-0,8
3Q_2000	5,0	4,8	4,0	-0,3
4Q_2000	4,7	5,0	4,2	0,4
1Q_2001	4,2	4,7	4,1	0,8
2Q_2001	4,8	4,2	5,0	0,8
3Q_2001	4,7	4,8	5,4	-0,2
4Q_2001	3,9	4,7	4,2	1,6
1Q_2002	3,6	3,9	3,8	3,0
2Q_2002	2,7	3,6	2,3	0,7
3Q_2002	2,4	2,7	0,7	0,2
4Q_2002	2,3	2,4	0,6	0,1
1Q_2003	2,1	2,3	-0,4	0,1
2Q_2003	2,6	2,1	0,1	-0,3
3Q_2003	2,6	2,6	-0,1	0,0
4Q_2003	2,9	2,6	0,8	-0,2
1Q_2004	3,3	2,9	2,4	-0,8
2Q_2004	3,1	3,3	2,6	0,3
3Q_2004	3,1	3,1	3,2	0,0
4Q_2004	3,2	3,1	3,1	0,0
1Q_2005	2,7	3,2	1,6	0,3
2Q_2005	2,7	2,7	1,6	0,0
3Q_2005	2,8	2,7	1,9	-0,1
4Q_2005	2,8	2,8	2,4	0,0
1Q_2006	2,7	2,8	2,8	0,0
2Q_2006	2,9	2,7	2,9	1,0
3Q_2006	3,0	2,9	2,9	0,0
4Q_2006	3,0	3,0	1,5	0,0
1Q_2007	3,0	3,0	1,6	0,0

G - Data pro výpočet Phillipsovy křivky (včetně inflačního očekávání)

Období	Inflace		Inflační očekávání	Nezaměstnanost	Období	Inflace		Inflační očekávání	Nezaměstnanost	Období	Inflace		Inflační očekávání	Nezaměstnanost
	π_t	π_t^e				π_t	π_t^e				π_t	π_t^e		
96_01	9,00	9,00	3,1		00_06	4,10	3,67	8,7		04_11	2,90	3,45	8,9	
96_02	8,60	9,00	3,1		00_07	3,90	4,06	9,0		04_12	2,80	2,96	9,5	
96_03	8,90	8,64	3,0		00_08	4,10	3,92	9,0		05_01	1,70	2,82	9,8	
96_04	8,50	8,87	2,8		00_09	4,10	4,08	8,8		05_02	1,70	1,81	9,6	
96_05	8,70	8,54	2,7		00_10	4,40	4,10	8,5		05_03	1,50	1,71	9,4	
96_06	8,40	8,68	2,7		00_11	4,30	4,37	8,5		05_04	1,60	1,52	8,9	
96_07	9,40	8,43	3,0		00_12	4,00	4,31	8,8		05_05	1,30	1,59	8,6	
96_08	9,60	9,30	3,1		01_01	4,20	4,03	9,1		05_06	1,80	1,33	8,6	
96_09	8,90	9,57	3,2		01_02	4,00	4,18	9,0		05_07	1,70	1,75	8,8	
96_10	8,70	8,97	3,2		01_03	4,10	4,02	8,7		05_08	1,70	1,71	8,9	
96_11	8,60	8,73	3,3		01_04	4,60	4,09	8,3		05_09	2,20	1,70	8,8	
96_12	8,50	8,61	3,5		01_05	5,00	4,55	8,1		05_10	2,60	2,15	8,5	
97_01	7,40	8,51	4,0		01_06	5,50	4,95	8,1		05_11	2,40	2,56	8,4	
97_02	7,30	7,51	4,1		01_07	5,90	5,45	8,5		05_12	2,20	2,42	8,9	
97_03	6,80	7,32	3,9		01_08	5,50	5,85	8,5		06_01	2,90	2,22	9,2	
97_04	6,70	6,85	3,8		01_09	4,70	5,54	8,5		06_02	2,80	2,83	9,1	
97_05	6,30	6,72	3,8		01_10	4,40	4,78	8,4		06_03	2,80	2,80	8,8	
97_06	6,80	6,34	4,0		01_11	4,20	4,44	8,5		06_04	2,80	2,80	8,3	
97_07	9,40	6,75	4,3		01_12	4,10	4,22	8,9		06_05	3,10	2,80	7,9	
97_08	9,90	9,14	4,5		02_01	3,70	4,11	9,4		06_06	2,80	3,07	7,7	
97_09	10,30	9,82	4,8		02_02	3,90	3,74	9,3		06_07	2,90	2,83	7,9	
97_10	10,20	10,25	4,9		02_03	3,70	3,88	9,1		06_08	3,10	2,89	7,9	
97_11	10,10	10,21	4,9		02_04	3,20	3,72	8,8		06_09	2,70	3,08	7,8	
97_12	10,00	10,11	5,2		02_05	2,50	3,25	8,6		06_10	1,30	2,74	7,4	
98_01	13,10	10,01	5,6		02_06	1,20	2,58	8,7		06_11	1,50	1,44	7,3	
98_02	13,40	12,79	5,6		02_07	0,60	1,34	9,2		06_12	1,70	1,49	7,7	
98_03	13,40	13,34	5,5		02_08	0,60	0,67	9,4		07_01	1,30	1,68	7,9	
98_04	13,10	13,39	5,4		02_09	0,80	0,61	9,4		07_02	1,50	1,34	7,7	
98_05	13,00	13,13	5,3		02_10	0,60	0,78	9,3		07_03	1,90	1,48	7,3	
98_06	12,00	13,01	5,6		02_11	0,50	0,62	9,3		07_04	2,50	1,86	6,8	
98_07	10,40	12,10	6,1		02_12	0,60	0,51	9,8		07_05	2,40	2,44	6,4	
98_08	9,40	10,57	6,4		03_01	-0,40	0,59	10,2		07_06	2,50	2,40	6,3	
98_09	8,80	9,52	6,8		03_02	-0,40	-0,30	10,2		07_07	2,30	2,49	6,4	
98_10	8,20	8,87	6,8		03_03	-0,40	-0,39	10,0		07_08	2,40	2,32	6,4	
98_11	7,50	8,27	7,0		03_04	-0,10	-0,40	9,6		07_09	2,80	2,39	6,2	
98_12	6,80	7,58	7,5		03_05	0,00	-0,13	9,4		07_10	4,00	2,76	5,8	
99_01	3,50	6,88	8,1		03_06	0,30	-0,01	9,5		07_11	5,00	3,88	5,6	
99_02	2,80	3,84	8,3		03_07	-0,10	0,27	9,9		07_12	5,40	4,89	6,0	
99_03	2,50	2,90	8,4		03_08	-0,10	-0,06	10,0		08_01	7,50	5,35	6,1	
99_04	2,50	2,54	8,2		03_09	0,00	-0,10	10,1		08_02	7,50	7,28	5,9	
99_05	2,40	2,50	8,1		03_10	0,40	-0,01	9,9		08_03	7,10	7,48	5,6	
99_06	2,20	2,41	8,4		03_11	1,00	0,36	9,9		08_04	6,80	7,14	5,2	
99_07	1,10	2,22	8,8		03_12	1,00	0,94	10,3		08_05	6,80	6,83	5,0	
99_08	1,40	1,21	9,0		04_01	2,30	0,99	10,8		08_06	6,70	6,80	5,0	
99_09	1,20	1,38	9,0		04_02	2,30	2,17	10,9		08_07	6,90	6,71	5,3	
99_10	1,40	1,22	8,9		04_03	2,50	2,29	10,7		08_08	6,50	6,88	5,3	
99_11	1,90	1,38	9,0		04_04	2,30	2,48	10,2		08_09	6,60	6,54	5,3	
99_12	2,50	1,85	9,4		04_05	2,70	2,32	9,9		08_10	6,00	6,59	5,2	
00_01	3,40	2,43	9,8		04_06	2,90	2,66	9,9		08_11	4,40	6,06	5,3	
00_02	3,70	3,30	9,7		04_07	3,20	2,88	9,1		08_12	3,60	4,57	6,0	
00_03	3,80	3,66	9,5		04_08	3,40	3,17	9,3		09_01	2,20	3,70	6,8	
00_04	3,40	3,79	9,0		04_09	3,00	3,38	9,1		09_02	2,00	2,35	7,4	
00_05	3,70	3,44	8,7		04_10	3,50	3,04	8,9						